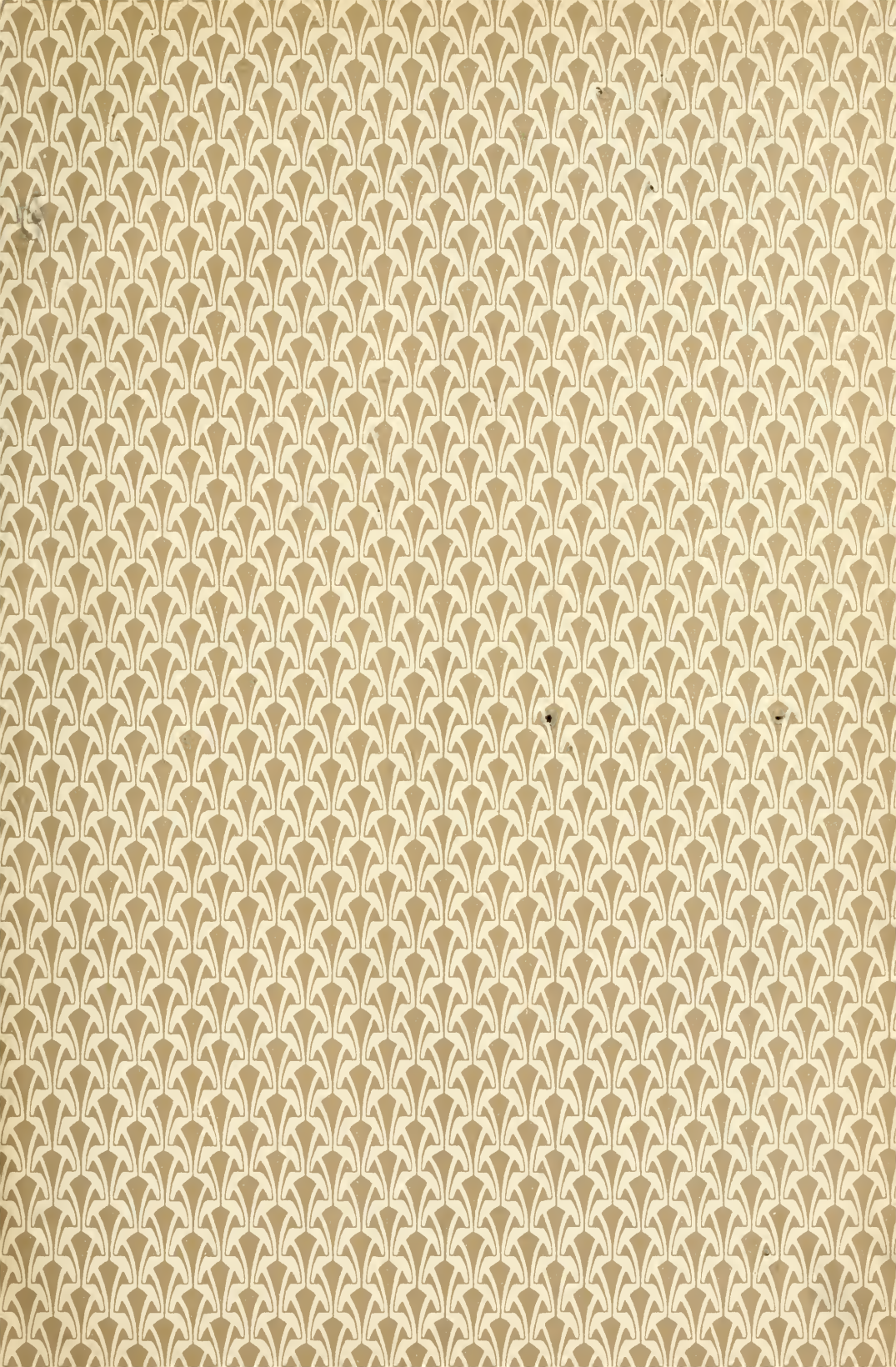




3 1761 08091817 0









SEPTIÈME CONGRÈS  
INTERNATIONAL D'ACTUAIRES

SOUS LE HAUT PATRONAGE DE

S. A R. LE PRINCE DES PAYS-BAS, DUC DE MECKLEMBOURG.

AMSTERDAM,

2 AU 7 SEPTEMBRE 1912.

RAPPORTS, MÉMOIRES

ET

PROCÈS-VERBAUX.

TOME SECOND:

MÉMOIRES ET PROCÈS-VERBAUX.

AMSTERDAM, 1912.

129254  
12/9/13



HC

8956

I 6

1912

v. 2

GUTACHTEN, DENKSCHRIFTEN  
UND  
VERHANDLUNGEN  
DES  
SIEBENTEN  
INTERNATIONALEN KONGRESSES  
FÜR  
VERSICHERUNGS-WISSENSCHAFT.

AMSTERDAM, 2—7 SEPTEMBER 1912.

II. BAND:  
DENKSCHRIFTEN UND VERHANDLUNGEN.

---

REPORTS, MEMOIRS  
AND  
PROCEEDINGS  
OF THE  
SEVENTH INTERNATIONAL CONGRESS  
OF  
ACTUARIES.

AMSTERDAM, 2<sup>ND</sup>—7<sup>TH</sup> SEPTEMBER 1912.

VOL. II:  
MEMOIRS AND PROCEEDINGS.





## ERRATA

SE RAPPORTANT AU TOME II DES RAPPORTS, MÉMOIRES ET PROCÈS-  
VERBAUX DU VIIÈME CONGRÈS INTERNATIONAL D'ACTUAIRES.

- 1<sup>o</sup>. Au rapport de M. H. BERKHOUT page 179 ajouter deux diagrammes.
- 2<sup>o</sup>. Page 537. Lire comme président M. ARTHUR HUNTER de New York au lieu de M. ROBERT MARSHAL HUNTER.
- 3<sup>o</sup>. Page XIII. Lire comme vice-président pour la Hongrie M. EMÉRIQUE POLL et comme secrétaire M. le Dr. CARL GOLDZIER au lieu de M. le Dr. CARL GOLDZIER comme vice-président et M. EMÉRIQUE POLL comme secrétaire.

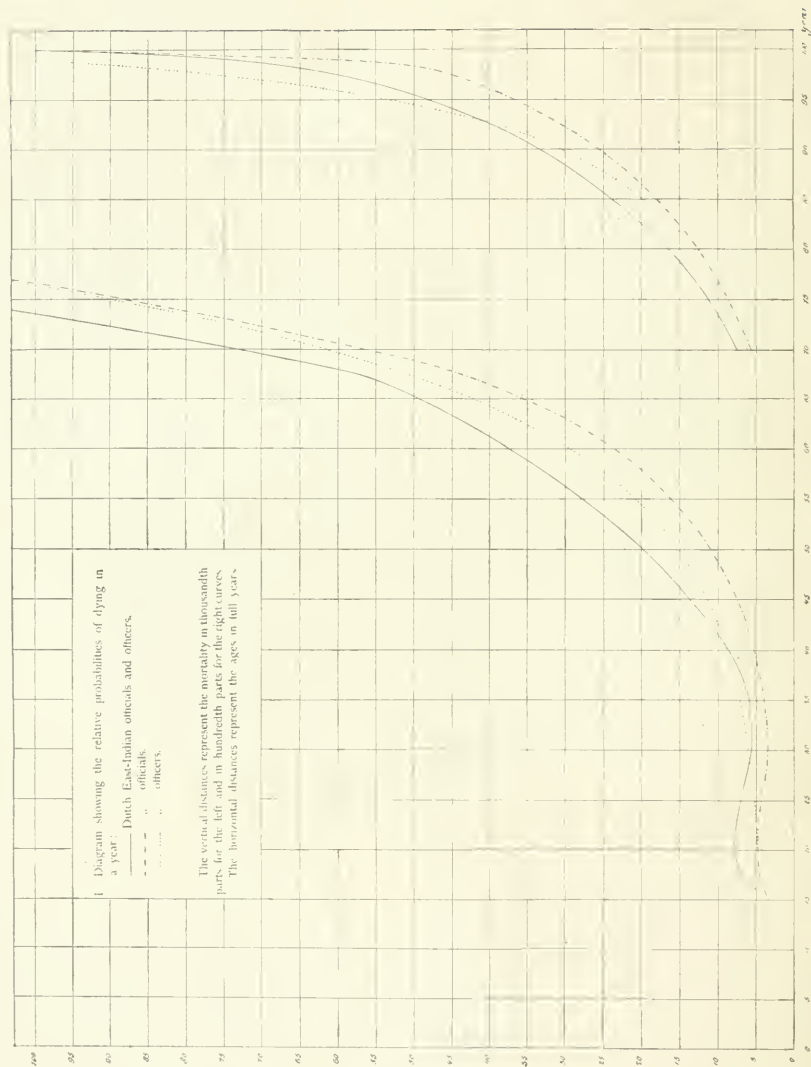


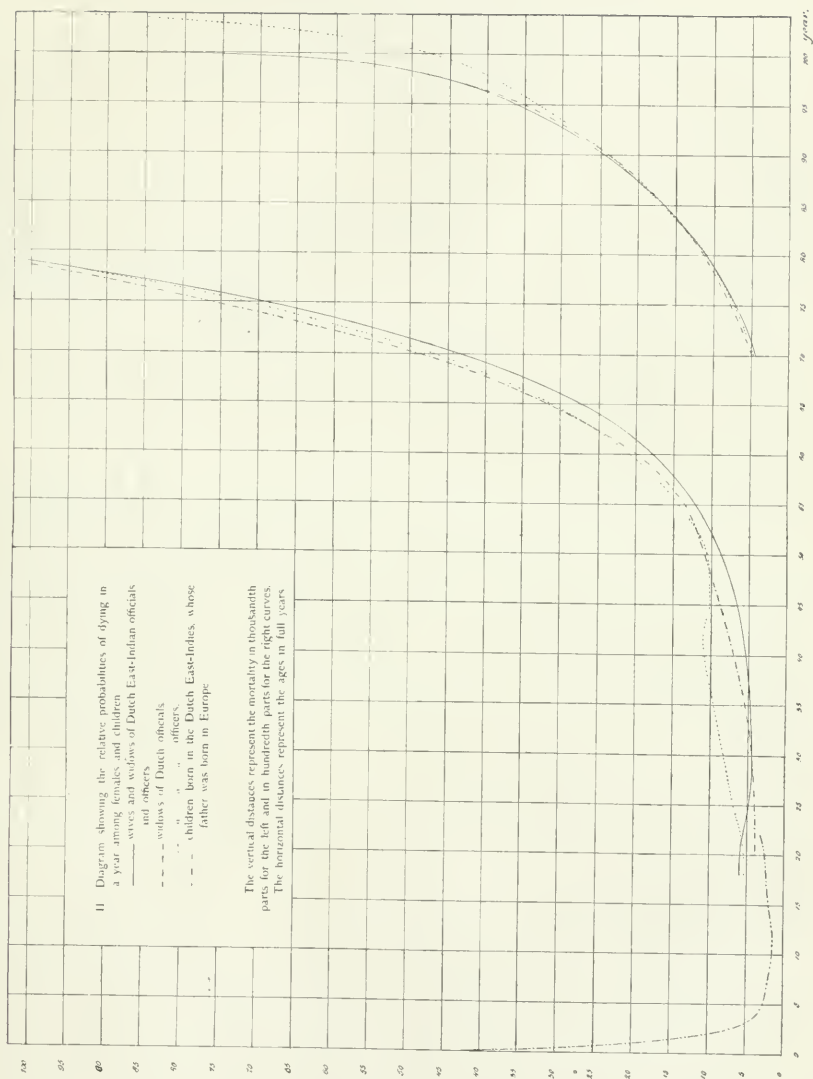




# DIAGRAMMES

afférent au rapport de M. H. BERKHOUT «The Influence of the climate in the Dutch Indian possessions and colonies on mortality» (Tome Second pag. 179).









# TABLE DES MATIERES.

## TOME SECOND.

	Pag.
Présidence du Congrès .....	XI
Délégues des Gouvernements Etrangers .....	XX
Délégues officiels d'associations Scientifique .....	XXIV
Membres et Souscripteurs.....	XXXI

## MEMOIRES.

### DENKSCHRIFTEN.

### MEMOIRS.

#### I.

### TABLES DE MORTALITÉ POUR LES ASSURANCES EN CAS DE VIE DES ENFANTS.

Les tables d'expérience en usage pour les assurances en cas de vie (rentes viagères immédiates ou différées, capitaux différés, etc.) commencent rarement au-dessous de 10 ou 20 ans.

Pour cette raison, on emploie généralement pour les assurances d'enfants des tables de mortalité d'une population entière indiquant une mortalité trop forte, d'où il résulte que la prime nette ne sera pas assez élevée.

On désirerait des tables de mortalité qui n'auraient pas ce défaut.

#### STERBLICHKEITSTABELLEN FÜR ERLEBENSVERSICHERUNGEN VON KINDERN.

Die für Erlebensversicherungen (sofort beginnende und aufgeschobene Leibrenten, Kapital auf den Erlebensfall) angewendeten Erfahrungstabellen beginnen selten vor dem 10. oder 20. Lebensjahre. Für Kinder werden demzufolge oft Bevölkerungs-Sterblichkeitstabellen angewendet, die ein zu schnelles Absterben aufweisen, wodurch die berechnete Nettoprämie zu niedrig wird. Gewünscht werden Tabellen, die diesen Nachteil nicht haben.

#### TABLES OF MORTALITY FOR THE ASSURANCE OF INFANTILE LIVES.

The tables of experience in use for Endowments (immediate or deferred annuities, deferred capital payments etc.) rarely commence below the ages of 10 or 20.

Actuaries are generally compelled, in consequence of this limitation, to employ for such assurances tables of mortality of the entire population, which indicate too heavy a mortality, with the result, that the pure premium is not sufficiently high.

The formation of tables of mortality which are free from this defect, is evidently important.

		Pag.
A. Allemagne . . . . .	Wendt, J., Mathematiker der Volksversicherung der „Victoria“, Lindenstrasse 20—25, Berlin S.W. . . . .	3
B. Danemark . . . . .	<div style="display: inline-block; vertical-align: middle; font-size: 3em; line-height: 1;">{</div> <div style="display: inline-block; vertical-align: middle;">           Burrau, Carl, Dr. phil., Direktor der „Tryg“, Østergade 61, Kopenhagen. . . . .            Krebs, Carl, Dr. phil., Mathematiker der Versicherungs-Gesellschaft Danmark, Vestre Boulevard 34, Kopenhagen. . . . .         </div>	17 27
C. Ecosse . . . . .	Hunter, Robert Marshall, F. F. A., Scottish Provident Institution, Secretary of the Faculty of Actuaries, 6 St. Andrew Square, Edinburgh. . . . .	37
D. France . . . . .	Quiquet, Albert, Actuaire de la Nationale (Vie), 92 Boulevard St. Germain, Paris. . . . .	57
E. Grande Bretagne. . . . .	Allin, S. J. H. W., F. I. A., National Health Insurance Commission, Buckingham Gate, S. W., London. . . . .	105
F. Pays-Bas . . . . .	Eldik A. van, Dr. phil., Actuaire de la „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente“, Damrak 74, Amsterdam. . . . .	123

## II.

### INFLUENCE DU CLIMAT DES REGIONS TROPICALES SUR LA MORTALITÉ.

EINFLUSS DES TROPISCHEN KLIMAS AUF DIE STERBLICHKEIT.	THE INFLUENCE OF THE CLIMATE OF TROPICAL REGIONS UPON THE RATE OF MORTALITY.	Pag.
A. Allemagne. . . . .	Braun H., Versicherungsmathematiker des „Atlas“. Deutsche Lebensversicherungs-Gesellschaft, Ludwigstrasse 12, Ludwigshafen a/Rh. . . . .	143
B. Etats-Unis. . . . .	Hunter, Arthur, Actuary, New York Life Insurance Company, 346 Broadway, New York. . . . .	165
C. Pays-Bas . . . . .	Berkhout, H. A., Chef du Bureau des Statistiques du Département des Colonies, Cornelis Speelmanstraat 22, La Haye. . . . .	179

## III.

EVOLUTION DE LA LÉGISLATION, DE L'ENSEIGNEMENT  
DE L'ASSURANCE ET DU CONTRAT D'ASSURANCE  
DEPUIS LE CONGRES DE VIENNE.

ENTWICKELUNG DER GESETZ- GEBUNG, DES VERSICHERUNGSUN- TERRICHTS UND DES VERSICHERUNGSVERTRAGS SEIT DEM KONGRESS IN WIEN.	THE COURSE OF LEGISLATION, OF THE TEACHING OF ASSURANCE AND OF THE DEVELOPMENT OF THE CONTRACT OF ASSURANCE SINCE THE CONGRESS AT VIENNA.	Pag.
<b>A. Allemagne.....</b>	Koburger, J., Mathematiker und Prokurist des „Atlas“ und Dozent an der Handels- hochschule in Mannheim, Oggersheimer- strasse 321, Ludwigshafen a/Rh. ....	223
<b>B. Angleterre.....</b>	Tarn, A. W., F. I. A., Guardian Assurance Company Limited, 28 King Street, Covent Garden, London W. C.....	241
<b>C. Autriche.....</b>	Leimdörfer, Max, Dr. jur., Sekretär des Oesterreichisch-Ungarischen Verbandes der Privat-Versicherungs-Anstalten, staatlich ge- prüfter Versicherungstechniker, Börsegasse 10, Wien I. ....	259
<b>D. Norwège .....</b>	Guldberg, Alf Dr., Direktionsmitglied der „Norske Liv“, Kristiania.....	289
<b>E. Pays-Bas .....</b>	Savornin Lohman fils, Jonkheer Mr. A. F. de, Directeur de la „Amsterdamsche Maat- schappij van Levensverzekering“, Spruyten- boschstraat 13, Haarlem. ....	293
<b>F. Suisse .....</b>	{ Graf, J. H. Prof. Dr., Bern. .... . Moser, Christian Prof. Dr., Direktor des Eidgenössischen Versicherungsamtes, Schwa- nengasse 14, Bern. ....	309 317

## IV.

IMPORTANCE, APPLICATION ET CALCUL DES  
PROBABILITÉS INDÉPENDANTES ET LEURS RAPPORTS  
AUX AUTRES MESURES STATISTIQUES.

Si les sorties des membres d'une complexité  $A_x$  de personnes de l'âge  $x$  sont attribuables à plusieurs causes (décès, invalidité, mariage etc.) l'observation directe fait résulter des probabilités  $q_x, i_x, h_x$ , de manière que le nombre  $A_{x+1}$  des personnes existantes dans la complexité au commencement de la prochaine année d'âge est

représenté par le produit  $A_x \cdot F_x$ , où  $F_x = 1 - q_x - i_x - h_x$ . La théorie des „probabilités indépendantes” (KARUP) substitue au total  $1 - q_x - i_x - h_x$  le produit  $(1 - q'_x)(1 - i'_x)(1 - h'_x)$  en développant les formules pour déterminer les probabilités idéelles  $q'_x, i'_x, h'_x$  qui sont employées ensuite de la même manière que s'il s'agissait de facteurs de changements indépendants l'un de l'autre.

BEDEUTUNG, ANWENDUNG UND  
BERECHNUNG DER UNABHÄNGIGEN  
WAHRSCHEINLICHKEITEN UND IHR  
VERHÄLTNISS ZU DEN ÜBRIGEN  
STATISTISCHEN MASSZAHLEN.

Ist das Ausscheiden aus einer Gesamttheit  $A_x$  von Personen des Alters  $x$  durch mehr als eine Ursache bedingt (Tod, Invalidität, Heirat, u. s. w.), so ergibt die unmittelbare Beobachtung Wahrscheinlichkeiten  $q_x, i_x, h_x$  in der Weise, dass die Anzahl  $A_{x+1}$  der am Anfange des nächsten Altersjahres vorhandenen Personen der Gesamtheit durch das Produkt  $A_x \cdot F_x$ , wo  $F_x = 1 - q_x - i_x - h_x$ , dargestellt erscheint. Die Theorie der „unabhängigen Wahrscheinlichkeiten” (KARUP) ersetzt die Summe  $1 - q_x - i_x - h_x$  durch das Produkt  $(1 - q'_x)(1 - i'_x)(1 - h'_x)$  und entwickelt die Formeln zur Berechnung der ideellen Wahrscheinlichkeiten  $q'_x, i'_x, h'_x$  mit denen so operiert wird, als ob es sich um von einander unabhängige Zustandsänderungen handelte.

THE IMPORTANCE, CALCULATION  
AND APPLICATION OF  
INDEPENDENT PROBABILITIES AND  
THEIR RELATIONS TO OTHER  
STATISTICAL MEASURES.

If the exits of the members of a community  $A_x$  of persons of the age  $x$  be attributable to several causes (death, continued ill-health, marriage etc., direct observation shows the probabilities  $q_x, i_x, h_x$ , so that the number  $A_{x+1}$  of the persons existing in that community at the beginning of the ensuing year of age will be represented by the product  $A_x \cdot F_x$ , in which  $F_x = 1 - q_x - i_x - h_x$ . The theory of independent probabilities (KARUP) substitutes for the total  $1 - q_x - i_x - h_x$  the product  $(1 - q'_x)(1 - i'_x)(1 - h'_x)$  in the development of the formulae for determining the ideal probabilities  $q'_x, i'_x, h'_x$ , which are then employed in the same manner as is done with the factors of variations which are independent of one another.

Pag.

A. Allemagne.....	Böhrner, Paul, Dr., Schulgutstr. 7 <sup>1</sup> Dresden.	327
B. Autriche .....	Rosmanith, Gustav, Dr., Professor an der k.k. deutschen technischen Hochschule, Kinskystr. 3, Prag-Schmichow.....	347
C. France .....	Risser, R., chef du service de l'Actuariat au Ministère du Travail, 5 Rue Sédillot, Paris.	369
D. Pays-Bas .....	Belt, H. A. van den, Actuaire de la Banque d'Assurances „Kosmos”, Boschlaan 21, Zeist.	389
E. Suisse.....	Du Pasquier, L. Gustav, Dr. Professeur à l'Université de Neuchâtel. ....	399

## PROCÈS-VERBAUX.

VERHANDLUNGEN.

PROCEEDINGS.

	Pag.
Séance d'inauguration du Congrès le Lundi 2 Septembre 1912	441
I Séance, Lundi 2 Septembre 1912: „La Réassurance dans l'assurance-vie”	462
II Séance, Mardi 3 Septembre 1912: „La Réassurance dans l'assurance-vie” (Suite)	480
„L'organisation des pensions de vieillesse dans les administrations publiques”	484
III Séance, Mercredi 4 Septembre 1912: „l'Incontestabilité des polices d'assurance sur la vie”	537
IV Séance, Vendredi 6 Septembre 1912: „l'Incontestabilité des polices d'assurance sur la vie” (Suite)	575
„Evolution, depuis 1800, de la mortalité de personnes assurées” etc.	585
V Séance, Samedi 7 Septembre 1912: „La question du chargement des primes, calcul des primes commerciales	640
Allocutions, prononcées au banquet d'adieu, Samedi 7 Septembre 1912	688

---

La Réassurance dans l'assurance vie en Espagne, par ERNESTO BAZIN (Texte annulant celui à la page 27 et suivantes du Tome premier)	699
Liste des Auteurs et des Orateurs Tome I et II	716
Errata	718

---



# SEPTIÈME CONGRÈS INTERNATIONAL D'ACTUAIRES

SOUS LE HAUT PATRONAGE DE

S. A. R. LE PRINCE DES PAYS-BAS, DUC DE MECKLEMBOURG.

---

## PRÉSIDENTS D'HONNEUR.

Ehren-Präsidenten — Honorary Presidents.

---

Son Excellence le Dr. TH. HEEMSKERK, Ministre de l'Intérieur.

Son Excellence le Dr. Jonkheer R. DE MAREES VAN SWINDEREN, Ministre des Affaires Etrangères.

Son Excellence A. S. TALMA, Ministre de l'Agriculture, de l'Industrie et du Commerce.

M. le Dr. G. VAN TIENHOVEN, Ancien Commissaire de la Reine dans la Province de Hollande-Septentrionale.

M. le Dr. W. F. VAN LEEUWEN, Commissaire de la Reine dans la Province de Hollande-Septentrionale.

M. le baron E. C. SWEERTS DE LANDAS WYBORGH, Commissaire de la Reine dans la Province de Hollande-Méridionale.

M. le Dr. Jonkheer A. RÖELL, Bourguemestre d'Amsterdam.

M. le Dr. A. R. ZIMMERMAN, Bourguemestre de Rotterdam.

M. le Dr. Jonkheer H. A. VAN KARNEBEEK, Bourguemestre de la Haye.

M. S. P. VAN EEGHEN, Président de la Chambre de Commerce d'Amsterdam.

---



## VICE-PRÉSIDENTS D'HONNEUR.

Ehren-Vizepräsidenten — Honorary Vice-Presidents.

- Allemagne: Son Exc. DELBRÜCK, Secrétaire d'Etat du  
Département Impérial de l'Intérieur.
- Autriche: Son Exc. le Dr. Baron CHARLES HEINOLD  
DE UDYNSKI, Ministre de l'Intérieur.
- Espagne: Son Exc. GARCIA PRIETO, Ministre d'Etat.
- Etats-Unis d'Amérique:  
Son Exc. LLOYD BRYCE, Ministre à la Haye;  
Son Exc. le Secrétaire du Commerce et du  
Travail à Washington.
- France: Son Exc. LÉON BOURGEOIS, Ministre du Travail  
et de la Prévoyance.
- Hongrie: Son Exc. GUSTAV KÁLMÁN DE KISÁ CZ e  
DE SZENTÁNDRÁSZ, Secrétaire d'Etat au  
Ministère du Commerce.
- Japon: Son Exc. le Ministre de l'Agriculture et du Com-  
merce.
- Norwège: Son Exc. Fr. L. KONOW, Ministre de l'Intérieur.
- Suède: Son Exc. AXEL SCHOTTE, Ministre des Finances.

## PRÉSIDENT.

Präsident. — President.

M. le Prof. Dr. J. J. A. MULLER.

Professeur de Géodésie à l'Université d'Utrecht, Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la Vie „Kosmos”, Zeist.

---

## SECRÉTAIRE-GÉNÉRAL.

Generalsekretär — General Secretary.

M. le Dr. J. VAN SCHEVICHAVEN.

Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”, Amsterdam.

---

## VICE-PRÉSIDENTS ET SECRÉTAIRES.

Vize-Präsidenten und Sekretäre. — Vice-Presidents and Secretaries.

---

### Vice-Présidents.

Allemagne: RITTER VON RASP.  
Autriche: Prof. Dr. E. BLASCHKE.  
Belgique: FL. HANKAR.  
Danemark: Dr. J. P. GRAM.  
Ecosse: GORDON DOUGLAS.  
Etats Unis: W. C. MACDONALD.  
France: LÉON MARIE.  
Grande Bretagne:  
FR. SCHOOLING.  
Hongrie: Dr. CARL GOLDZIER.  
Norvège: Dr. A. GULDBERG.  
Russie: SERGE DE SAVITCH.  
Suède: SVEN PALME.  
Suisse: Prof. MOSER.  
Autres pays: Dr. MALUQUERY SALVADOR, J. HUNEEUS.

### Secrétaires.

Prof. Dr. A. MANES.  
Dr. A. STEINMASZLER.  
Dr. EDM. LEFRANCQ.  
Dr. L. IVERSEN.  
GEO. C. STENHOUSE.  
ARTHUR HUNTER.  
ALBERT QUIQUET.  
ERNEST WOODS.  
EMERIQUE POLL.  
Dr. G. HOLTSMARK.  
I. SCHETALOFF.  
Dr. D. F. LUNDGREN.  
J. RIEM.

## INTERPRETES.

Dolmetscher. — Interpreters.

---

BELLOM, MAURICE, Professeur à l'Ecole nationale supérieure des mines, Paris.

BERLINER, WILHELM, Dr., Stellvertretender Direktor der k. k. priv. Lebensversicherung-Gesellschaft „Oesterreichischer Phönix“, Wien.

RIETSCHEL, HERMANN JULIUS, Sun Life Assurance Society, London.

---

## Membres du Comité Organisateur.

### Bureau :

- MULLER, J. J. A. Prof. Dr., Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Kosmos”, *Président*.
- VAN DORSTEN, R. H. Dr., Actuaire de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Nationale Levensverzekering-Bank, Président de l'Association des Actuaires néerlandais, *Vice-Président*.
- PARAIRA, M. C. Dr., Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Nederland”, Secrétaire-Trésorier de l'association des Actuaires néerlandais, *Trésorier*.
- VAN SCHEVICHAVEN, Dr. J., Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”, *Secrétaire*.

### Membres :

- VAN BEMMELEN, H. M., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Tweede Hollandsche Maatschappij van Levensverzekering”.
- BERKHOUT, H. A., Major du Génie en retraite, Chef du Bureau de Statistique au Ministère des Colonies.
- BLANKENBERG, J. F. L., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”.
- BOK, W. P. J., Dr., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie et contre l'invalidité „Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit”.
- BONNIKE, J. E. J., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Levensverzekering-Bank Amsterdam”.
- BORGESIOUS, H. GOEMAN, Dr., Ancien Ministre de l'Intérieur, Membre de la 2<sup>e</sup> Chambre des États-Généraux, Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie et contre l'invalidité „Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit”.
- COERT, J., Dr., Médecin en Chef de la Compagnie d'assurances sur la vie et contre l'invalidité „Eerste Nederlandsche Verzekering-Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit”.
- COLOMBIJN, L. W. A., Dr., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Dordrecht”.
- DOORMAN, J., Ancien Président de l'Association des Journalistes néerlandais.
- VAN ELDIK, A., Dr., Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”.

- JANSE, J. P., Dr., Actuaire du Conseil d'Administration des Compagnies d'assurances sur la vie „Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering”, et „Rotterdamsche Verzekering-Societeiten”, et Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie „Oranje-Nassau Levensverzekering”.
- KLAASSEN, J. P., Directeur pour la Hollande de la Compagnie d'assurances sur la vie „Nederlandsch-Indische Levensverzekering- en Lijfrente-Maatschappij”.
- KLUYVER, J. C., Prof. Dr., Professeur de mathématiques à l'Université de Leyde, Membre de l'Académie Royale des Sciences d'Amsterdam.
- LANDRÉ, H. F., M<sup>lle</sup>, Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie „Eerste Hollandsche Levensverzekerings-Bank”.
- LIEFRINCK—TEUPKEN, W. F. H., M<sup>me</sup>, Rédactrice-en-Chef du Journal d'assurances „De Verzekeringsbode”.
- LOHMAN, Jonkheer A. F. DE SAVORNIN, Dr., Ancien Ministre de l'Intérieur, Ministre d'État, Membre de la 2<sup>e</sup> Chambre des États-Généraux.
- LOHMAN fils, Jonkheer A. F. DE SAVORNIN, Dr., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering”.
- MACALESTER LOUP, R., Dr., Président-Directeur de la Banque d'État pour les assurances ouvrières contre les accidents.
- METHORST, H. W., Dr., Directeur du Bureau Central de Statistique.
- MOLL, D. P., Dr., Actuaire de la Compagnie d'assurances contre l'incendie et sur la vie „Assurantie-Maatschappij tegen Brandschade en op het Leven: De Nederlanden van 1845”.
- MULDER, J. C., Directeur de la Caisse de Retraite des veuves et orphelins des employés de l'État.
- NIEMEYER, J. W., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Nationale Levensverzekering-Bank”.
- NIERSTRASZ R.Hzn., J. L., Dr., Directeur des Compagnies d'assurances sur la vie „Nederland” et „De Hoop”.
- NOLENS, W. H., Mgr. Prof. Dr., Membre de la 2<sup>e</sup> Chambre des États-Généraux.
- POLL, Jonkheer F. VAN DE, Dr., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Kosmos”.
- POORT, W. A., Dr., Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie „Algemeene Friesche Levensverzekering Maatschappij”.
- RAHUSEN, A. E., Prof., Ancien Professeur de mathématiques à l'École polytechnique de Delft, Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie et contre l'invalidité „Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit”.
- SCHEVICHAVEN, S. R. J. VAN, Dr., Ancien Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”.

- SCOTT, E. W., Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente”.
- SMIDT, E. A., Dr., Membre de la 2<sup>e</sup> Chambre des États-Généraux, Directeur de la Compagnie d'assurances sur la vie „Onderlinge Levensverzekering van Eigen Hulp”.
- VERRIJN STUART, C. A., Prof. Dr., Professeur d'Économie politique et de Statistique à l'Université de Groningue, Président de la Commission Centrale pour la Statistique.
- VRIES. HENDRIK DE, Prof. Dr., Professeur de mathématiques à l'Université communale d'Amsterdam, Membre de l'Académie Royale des Sciences d'Amsterdam.

### Comité Scientifique.

- MULLER, J. J. A., Prof. Dr., *Président*.
- PARAIRA, M. C., Dr.
- RAHUSEN, A. E., Prof.
- VAN DORSTEN, R. H., Dr.
- VAN ELDIK, A., Dr.
- VAN SCHEVICHAVEN, J., Dr.
- MOLL, D. P., Dr.

### Comité des Fêtes.

- BLANKENBERG, J. F. L., *Président*.
- BONNIKE, J. E. J., *Secrétaire*.
- NIERSTRASZ, R. Hzn., J. L., Dr.

### Comité de la Presse.

- PLEMP VAN DUIVELAND, L. J., Dr. en droit, Président de l'Association des Journalistes néerlandais, *Président*.
- DOORMAN, J.
- KELLER, G., Dr. en droit, Président de la Presse d'Amsterdam.
- M<sup>me</sup> LIEFRINCK—TEUPKEN, W. F. H.
- POORT, W. A., Dr.
- VAN SCHEVICHAVEN, J., Dr.

### Comité pour la Réception des dames des Congressistes.

- M<sup>me</sup> VAN LIMBURGH née VAN DEN BOSCH, *Présidente*.
- M<sup>me</sup> MULDER née SCOTT.
- M<sup>me</sup> VAN ELDIK née VAN ELDIK.
- M<sup>me</sup> KIST née ORT.
- M<sup>me</sup> VAN DER HOOP née DE LA HAYZE.
- M<sup>lle</sup> J. J. SIEPMAN VAN DEN BERG.

## CORRESPONDANTS DU CONGRES.

Kongress-Korrespondenten. — Correspondents of the Congress.

---

- Allemagne: MANES, Alfred, Prof. Dr., Generalsekretär des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft, Berlin W 50, Pragerstrasse 26.
- Australie: TEECE, Richard, General Manager and Actuary of the Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- Autriche: GRAF, Julius, phil. Dr., Neudeggergasse 1/3, Wien VIII.
- Belgique: LEFRANCQ, Edm., Secrétaire Général du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires, 48 Rue du Fossé aux Loups, Bruxelles.
- Danemark: IVERSEN, L., Dr., Statsanstalten for Livsforsikring, Havnegade 26, Kopenhagen.
- Ecosse: STENHOUSE, Ges. C., Joint Assistant Secretary, Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square; Edinburgh.
- Espagne: MALUQUER Y SALVADOR, José, Dr., Membre de l'Institut des Réformes Sociales, Campomanes 10, Madrid.
- Etats-Unis d'Amérique: HUNTER, Arthur, F. A. S. A., F. A., A. S. A., F. S. S., Actuary of the New-York Life Ins. Co., 346 Broadway, New-York.
- France: MARIE, Léon, Sous-Directeur de la Compagnie d'Assurances „Le Phénix”, 28 Rue de Châteaudun, Paris.
- Grande Bretagne: WOODS, Ernest, F. I. A., F. A. S., Guardian Assurance Company, 11 Lombard Street, London E. C.
- Hongrie: POLL, E., Sous-Directeur de la „Première Hongroise”. Vigadó-tér 1, Budapest IV.
- Italie: GRECO, Eug., Rag. Via Rovello 1, Milano.
- Japon: ADWADZU, Kiyosuke, Professeur à l'Université Royal de Tokyo, Président de la Compagnie d'Assurance contre les Accidents „Nippon” 1, Misakicho 3 chome, Kanda, Tokyo.



- Norwège: SCHJÖLL, Oscar, Direktor der Norske Enkekasse, Prsensgade 26 B, Christiania.
- Nouvelle Zélande: RICHARDSON, J. H., Government Insurance Commissioner, Wellington.
- Portugal: BREDERODE, Fernando, Cia de Seguros „A Nacional”, Avenida da Liberdade 14, Lisbonne.
- Roumanie: POPOVICI, B., Directeur général de la „Nationala”, Société générale d'Assurances, Bucarest.
- Russie: SAVITCH, Serge de, Professeur ordinaire à l'Institut électrotechnique, Nikolaewskaja 35, St. Pétersbourg.
- Finlande: KURTÉN, Uno, Direktor der Försäkrings Aktiebolaget „Kaleva”, Helsingfors.
- Suède: PALME, Sven, Directeur Général de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Thule”, Stockholm.
- Suisse: SCHÄRTLIN, G., Dr., Direktor der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Renten-Anstalt, Mythenstrasse 1, Zürich.

## DÉLÉGUÉS DES GOUVERNEMENTS ÉTRANGERS.

\* = Délégués présents.

---

### Allemagne.

- \* Dr. Ernst Gruner, Wirkl. Geh. Oberregierungsrat, Präsident des Kaiserl. Aufsichtsamts für Privatversicherung, Berlin.
  - \* Dr. Hermann Broecker, Geh. Regierungsrat, Direktor im Kaiserl. Aufsichtsamt für Privatversicherung, Berlin-Nikolassee.
- 

### Australasie.

- \* William Reginald Day, President of the Actuarial Society of New South Wales, Sydney.
- 

### Autriche.

- \* M. le docteur Jules Kaan, Conseiller ministériel au Ministère impérial royal de l'Intérieur à Vienne.
  - \* M. le docteur Ernst Blaschke, Conseiller aulique au Ministère impérial royal de l'Intérieur à Vienne.
- 

### Belgique.

- \* Amédée Bégault, Président du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et de l'Association des Actuaires Belges, délégué du Ministère des Finances et de celui de l'Industrie et du Travail, Bruxelles.
- \* Florimond Hankar, Directeur général de la Caisse Générale d'Epargne et de Retraite, délégué du Ministère des Finances Bruxelles.
- \* P. J. Rigaux, Sous-directeur, Administration de la Trésorerie et Dette Publique, délégué du Ministère des Finances, Bruxelles.
- \* U. Guffens, Capitaine adjoint d'état-major, chef de bureau, délégué du Ministère de la Guerre, Bruxelles.

**Chili.**

- \* Jorje Huneeus, Envoyé Extra-ordinaire et Ministre Plénipotentiaire du Chili en Hollande.
- 

**Danemark.**

- \* Dr. J. P. Gram, Président du Conseil d'Assurances, Copenhague.  
\* Dr. J. F. Steffensen, Membre du Conseil d'Assurances, Copenhague.
- 

**Espagne.**

- \* M. le docteur José Maluquer y Salvador, Conseiller délégué de l'Institut Nacional de Prévision, Madrid.
- 

**France.**

- \* M. G. A. Coquerel, Commissaire-Contrôleur des sociétés d'assurances contre les accidents du Travail, délégué du Ministère du Travail, Paris.  
\* M. M. Chassériau, Inspecteur des Finances, chef de service du contrôle des assurances privées, délégué du Ministère du Travail, Paris.  
\* M. L. Weber, Chef du contrôle central des sociétés d'assurance-vie et des sociétés de capitalisation, délégué du Ministère du Travail, Paris.  
\* M. M. Bellom, Ingénieur en chef des mines, professeur à l'Ecole Nationale Supérieure des Mines, délégué du Ministère des Travaux Publics, Paris.
- 

**Grèce.**

- M. R. Lehmann, Consul général de Grèce à Amsterdam.
- 

**Hongrie.**

- \* M. le docteur Gustave Emich, Conseiller ministériel au Département Royal du Commerce, Budapest.  
\* M. le docteur Emile de Sigmond, Conseiller ministériel de section au Bureau Royal pour l'Assurance Ouvrière, Budapest.

\* M. le docteur Wolfgang Heller, Secrétaire ministériel au Département Royal de l'Agriculture, Budapest.

\* M. le Professeur Samuel Bogyó, délégué du Ministère de l'Instruction Publique et des Cultes, Budapest.

---

### Italie.

\* M. le Professeur Eugenio Greco, délégué du Ministère du Trésor, Milan.

---

### Japon.

\* Tasaburo Shimamura, Chief of the Insurance Bureau of the Japanese Government, Tokyo.

---

### Luxembourg (Grand-Duché de).

\* M. le docteur Raymond de Waha, professeur d'économie politique à l'Université de Munich, Luxembourg.

---

### Norwège.

\* Thv. Richardt, membre du Conseil d'Assurances, Christiania.  
Oscar Schjöll, directeur de la Caisse de pensions de veuves, Christiania.

\* Alf Guldberg, docteur en philosophie, Christiania.

---

### Nouvelles Galles du Sud.

\* John Burt Trivett, F. R. A. S., F. S. S., Government Statistician & Registrar of Friendly Societies of New South Wales, Sydney.

\* William Reginald Day, F. I. A., President of the Actuarial Society of New South Wales.

---

### Russie.

\* Serge Ordine, Conseiller d'Etat actuel, Membre, délégué du Ministère des Finances, du Comité des assurances et du Conseil général des assurances ouvrières, Membre de la Direction de la Société pour les études sur les questions d'assurances, St. Pétersbourg.

\* Basile Seraphimoff, Conseiller d'Etat, Vice-directeur de la caisse de retraites des employés des chemins de fer, Professeur adjoint de l'Université de St. Pétersbourg, Membre de la Société pour les études sur les questions d'assurances, St. Pétersbourg.

\* Wladimir Marschall, Conseiller de collège, Chef de Bureau au Ministère des Finances, Membre de la Société pour les études sur les questions d'assurances, St. Pétersbourg.

\* Onni Hallstén, Maître en philosophie, délégué de la part du Grand Duché de Finlande, Inspecteur des assurances, député, Helsingfors.

---

### Serbie.

\* Dmitri Mijalkovitch, ancien secrétaire du service des communications, commerce et industrie, Directeur de la „Serbia”, Belgrado.

---

### Suède.

\* Paul J. C. Laurin, docteur ès-lettres, Directeur en chef de l'inspection Royale des institutions d'assurances, Stockholm.

\* K. Dickmann, licencié ès-lettres, chef de bureau ad.-int. au comptoir d'assurance de l'Etat, Stockholm.

\* Sven Palme, Directeur de la Compagnie d'Assurance „Thule”, Stockholm.

---

### Suisse.

\* M. le professeur Dr. Christian Moser, Directeur du Bureau fédéral des assurances, Berne.

\* M. le docteur Dumas, Mathématicien au Bureau fédéral des assurances, Berne.

---

## DELÉGUÉS OFFICIELS D'ASSOCIATIONS SCIENTIFIQUES.

\* = délégués présents.

---

### Allemagne.

- \*Rasp, Karl Ritter von, königl. Regierungsdirektor, Generaldirektor der Bayerischen Versicherungsbank, Vorsitzender des Vorstandes des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft, München.
  - \*Samwer, Karl, Dr., Geheimer Regierungsrat, Direktor der Gothaer Lebensversicherungsbank a. G., Gotha.
  - \*Manes, Alfred, Prof. Dr., Generalsekretär des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft, Berlin.
- 

### Autriche.

- Czuber, Emanuel, k.k. Hofrat, Dr. Professor an der k.k. technischen Hochschule, Präsident der mathematisch-statistischen Vereinigung, Wien.
  - Graf, Julius, Dr. phil., Wien.
  - \*Hall, Hans, Dr., Generaldirektor des „Anker“, Wien.
  - Klang, James, Dr., Generaldirektor des „Oesterreichischer Phönix“, Wien.
- 

### Belgique.

- \*Bégault, Amédée, Président du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et de l'Association des Actuaires belges, Bruxelles.
  - \*Lefrancq, Secrétaire Général du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et Secrétaire-Trésorier de l'Association des Actuaires belges, Bruxelles.
-

### **Ecosse.**

- \* Douglas, Gordon, F. F. A., President of the Faculty of Actuaries, Edinburgh.
  - \* Gibson, William, F. F. A., Assistant Actuary, Caledonian Insurance Company, Edinburgh.
  - \* Stenhouse, Geo. C., F. F. A., Joint Assistant Secretary, Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, Edinburgh.
- 

### **Etats Unis d'Amérique.**

- \* Hunter, Arthur, F. A. S., F. F. A., A. I. A., F. S. S., Actuary, New-York Life Insurance Company, New-York.
- 

### **France.**

- \* Marie, Léon, Secrétaire Général de l'Institut des Actuaire français, Paris.
  - \* Cosmao Dumanoir, Marcel, chef de service à „La Nationale”, Paris.
  - \* Quiquet, Albert, Vice-Président de l'Institut des Actuaire français, Actuaire de „La Nationale”, Paris.
  - \* Risser, René, Actuaire du Ministère du Travail, Paris.
- 

### **Grande Bretagne.**

- \* Schooling, Frederick, F. I. A., F. A. S., President of the Institute of Actuaries, London.
- \* Woods, Ernest, F. I. A., F. A. S., Hon. Secretary of the Institute of Actuaries, Actuary Guardian Assurance Company Limited, London.
- \* Phelps, William Peyton, M. A., F. I. A., a Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary Equity and Law Life Assurance Company, London.
- \* Ackland, Thomas Gans, F. I. A., Hon. F. F. A., F. A. S., F. S. S., Consulting Actuary, London.
- \* Andras, Henry Walsingham; F. I. A., F. S. S., F. C. I. S., a Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, Alliance Assurance Company Limited (Provident Life Fund) London.



- \* Barrand, Arthur Rhys, F. I. A., Barrister-at-Law, Prudential Assurance Company Limited, London.
  - \* Burn, Joseph, F. I. A., F. S. I., Actuary, Prudential Assurance Company Limited, London.
  - \* Tilt, Robert Ruthven, F. I. A., Joint Honorary Secretary of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, General Reversionary and Investment Company Limited, London.
  - \* Watson, Alfred William, F. I. A., Actuary, National Health Insurance Joint Committee, London.
  - \* Marr, Vyvyan, F. I. A., F. F. A., Actuary, United Kingdom Temperance and General Provident Institution, London.
- 

### Nouvelle Galles du Sud.

- \* Day, William Reginald, President of the Actuarial Society of New South Wales, Sydney.
  - \* Carment, David, Assistant Actuary, Australian Mutual Provident Society, Sydney.
- 

### Pays Bas.

- \* Bok, Dr. W. P. J., Délégué de l'Association des Sociétés d'assurances sur la vie, Directeur de la Société d'assurances sur la vie „Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit,” la Haye.
  - \* Poll, Chev. Dr. F. van de, Délégué de l'Association des Sociétés d'assurances sur la vie, Directeur de la Société d'assurances sur la vie „Verzekeeringsbank „Kosmos”, Zeist.
  - \* Eldik, Dr. A. van, Vice-Président de l'Association des Actuaire néerlandais, Actuaire de la Société d'assurances sur la vie „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente,” Amsterdam.
  - \* Janse, Dr. J. P., Délégué de l'Association des Actuaire néerlandais, Actuaire de la Société d'assurances sur la vie „Oranje-Nassau Levensverzekering”, Amsterdam.
  - \* Poort, Dr. W. A., Délégué de l'Association des Actuaire néerlandais, Actuaire de la Société mutuelle d'assurances sur la vie „Algemeene Friesche Levensverzekering Maatschappij,” Leeuwarden.
-

**Russie.**

\* Savitch, Serge de, Conseiller d'Etat actuel, Professeur ordinaire à l'Institut électrotechnique, vice-Président de la Direction de la Société pour les études sur les questions d'assurances, St. Pétersbourg.

\* Iastremsky, Boris, actuaire de la Compagnie d'assurances „Shisn" membre de la Société pour les études sur les questions d'assurances, St. Pétersbourg.

---

**Suède.**

\* Phragmén, E. Dr. phil., Professor, Generaldirektor der „Allmänna Lifförsäkringsbolaget", Stockholm.

\* Jäderin, E., Professor, Aktuar der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Thule" Stockholm.

---



ADHÉRENTS ET SOUSCRIPTEURS.

---

MITGLIEDER UND SUBSKRIBENTEN.

---

MEMBERS AND SUBSCRIBERS.

---



## MEMBRES ET SOUSCRIPTEURS.

\* = membres présents.

---

### Allemagne.

#### Adhérents :

- \* Abel, Dr. A., Leiter der Zentralstelle für die gemeinsamen deutschen Sterblichkeits-Untersuchungen, Berlin—Friedenau, Rheingaustrasse 22.
- \* Alverdes, Hermann, Direktor der Deutschen Rückversicherungs-Akt-Ges., Düsseldorf, Stromstrasse 8.
- Bischoff, Diedrich, Dr., Direktor der „Teutonia“, Allgemeine Renten-, Kapital- und Lebensversicherungsbank, Leipzig, Schützenstrasse 12.
- \* Bloch, M., Dr. phil., Direktor der Kölnischen Rückversicherungs-Gesellschaft, Köln a/Rh., Breitestr. 161.
- Bortkiewicz, L. von, Dr., Professor an der Universität, Berlin-Halensee, Johann-Sigismundstrasse 2.
- Braun, H., Dr. phil., Versicherungsmathematiker des „Atlas“ Deutsche Lebensversicherungs-Gesellschaft, Ludwigshafen am Rhein, Ludwigstrasse 12.
- \* Broecker, Hermann, Dr., Geh. Regierungsrat, Direktor im Kaiserl. Aufsichtsamt für Privat-Versicherung, Berlin—Nikolassee, Gerkrathstr. 10
- \* Büttner, Hermann, Stellvertr. Direktor der „Teutonia“, Leipzig-Gohlis, Herlossohnstr. 5.
- \* Clemens, Rudolf, Direktor der „Urania“, Aktien-Gesellschaft für Kranken-, Unfall- und Lebensversicherung, Dresden A, Sachsenplatz 4.
- Desenberg, J. Dr., Mathematiker der „Concordia“, Cölnische Lebensversicherungs-Gesellschaft, Köln am Rhein, Melchiorstrasse 18<sup>II</sup>.
- \* Dietz, Carl, Dr., Generalsekretär des Unfall-Versicherungs-Verbandes, Wilhelmshaus, Magdeburg.

- \*Dietz, Fritz, Generalagent, Frankfurt a/M., Domstr. 10.
- \*Dumcke, Paul, Generaldirektor der Frankfurter Transport-, Unfall- und Glasversicherungs A. G. Frankfurt a/M., Taunusanlage 18.
- \*Ebelt, Ed., Chefmathematiker der „Providentia“, Frankfurt a/M., Taunusanlage 20.
- \*Ebenroth, Edgar, Direktor, Leipzig, Berlinerstrasse 24.
- \*Friese, Hermann, Stellvertr. Direktor der Vereins-Versicherungsbank A. G., Düsseldorf, Kaiser Wilhelm Ring 7.
- Fissenewert, L., Direktor der Rheinisch-Westfälischen Rückversicherungs A. G., München-Gladbach.
- \*Gerhard, Justizrat, Rechtsanwalt und Notar, Berlin W, Wilhelmstrasse 90.
- Gottschalg, Hermann, Direktor des Niederländischen Lloyd, Berlin W 35, Potsdamerstr. 26 B.
- Gruenwald, Heinrich, Direktor der Kölnischen Rückversicherungs Gesellschaft, Köln a/Rh., Breitestrasse 161.
- \*Gruner, Ernst, Dr., Wirkl. Geh. Oberregierungsrat, Präsident des Kaiserlichen Aufsichtsamts für Privatversicherung, Berlin W 15, Ludwigs Kirchplatz 34.
- \*Hackeloër-Köbbinghoff, Geh. Regierungsrat und ständiges Mitglied des Kaiserl. Aufsichtsamts für Privatversicherung, Berlin W, Mauerstr. 37/42.
- \*Hartmann, Dr., Chefmathematiker der Aachener Rückversicherungs-Gesellschaft, Aachen, Bergdrisch 4.
- \*Heicke, C., Direktor der „Albingia“ Vers. A. G. und der Hamburg-Mannheimer Vers. A. G. Hamburg I, Alsterdamm 39.
- \*Herlan, Wilhelm, Grossherzogl. Regierungsrat im Ministerium des Innern, Karlsruhe i/B., Weltzienstrasse 37.
- Höckner, Georg, Dr. phil., Direktionsmitglied der Leipziger Lebensversicherungs-Gesellschaft auf Gegenseitigkeit, Leipzig-Lindenau, Merseburgerstr. 94.
- \*Jacobssohn, Alfred, Dr., Essen a.R., Altendorferstr. 95.
- \*Jummel, Fr. O., Dr., Direktor der Niederländischen Lebensversicherungs-Gesellschaft für Deutschland, Leipzig, Augustusplatz 8.
- \*Katz, W., Mathematiker, Leipzig, Thomasring 21.
- Kahlert, Justus, Dr. jur., Generaldirektor der „Wilhelma“, Magdeburg, Wilhelmahaus.
- \*Kederer, Joseph, Stellvertr. Director des „Atlas“ Deutsche

Lebensversicherungs-Gesellschaft, Ludwigshafen am Rhein, Oberes Rheinufer 27.

Kehl, Dr., Geheimer Regierungsrat, Vorstand. d. Landes-Versicherungsanstalt Rheinprovinz, Düsseldorf.

Kettner, Hugo, Direktor des Deutschen Phönix, Versicherungs-Aktiengesellschaft, Frankfurt a/M., Kleiner Hirschgraben 14.

\*Kimmig, R., Erster Direktor der Karlsruher Lebensversicherung auf Gegenseitigkeit, Karlsruhe i/B. Kaiserallee 4.

Kisselstein, Albert, Dr., Rechtsanwalt, Frankfurt a/M., Stiftstr. 9.

\*Koburger, Josef, Mathematiker und Prokurist des „Atlas“, Dozent an der Handelshochschule in Mannheim, Ludwigshafen a/Rh., Oggersheimerstr. 32.

\*Köhne, Gerichtsassessor a. D., Direktor des Allgemeinen Knappschaft-Vereins, Bochum, Viktoriastrasse 6.

Küp, Max, Direktor der „Securitas“ Versicherungs-Aktiengesellschaft, Berlin S. W. 11, Königgrätzerstrasse 29/30.

\*Kupferberg, J. Dr. phil., Direktor des Beamtenversicherungsvereins des Deutschen Bank- und Bankiergewerbes, Wilmersdorf-Berlin, Helmstedterstr. 4.

\*Kutscher, C., Mathematiker der „Albingia“ Hamburg, Europahaus.

Leder, Friedrich, Generalinspektor, Kiel, Geibelplatz 4.

\*Linde, Eugen, Direktor der Magdeburger Lebensvers. Ges., Magdeburg, Alte Markt 11.

\*Lindner, B., Direktor der „Frankona“, Rück- u. Mitversicherungs A. G., Frankfurt a/M., Taunusanlage 18.

\*Lindner Jr., B., Vorsteher der Lebensversicherung-Abteilung der „Frankona“, Frankfurt a/M., Taunusanlage 18.

Lorenz, Paul, cand.-prob., Leipzig, R., Gemeindestrasse 22<sup>2</sup>.

Mahn, C., Direktor der Bremen-Hannoverschen Lebensvers. Bank A. G., Hannover, Hermannstr. 31<sup>a</sup>.

\*Manes, Alfred, Prof., Dr. phil. und jur., Generalsekretär des Deutschen Vereins für Versicherungs-Wissenschaft, Berlin W 50, Pragerstrasse 26.

\*Marmetschke, Königlicher Versicherungsrevisor, Berlin—Lankwitz, Annastrasse 17.

Martin, Paul, Dr., Mathematiker, Versicherungsrevisor beim Kgl. Polizeipräsidium in Berlin, Charlottenburg, Kantstr. 147 III.

Mayr, G., Dr. von, Kaiserl. Unterstaatssekretär z. D. Kgl. Bayerischer Universitätsprofessor in München, Tutzing am Starnberger See.



- Mehler, Otto, Dr. phil., Mathematiker des Norddeutschen Lloyd,  
Bremen, Cellerstr. 7.
- \* Meltzing, Otto, Dr., Sekretär des Verbandes Deutscher Lebens-  
versicherung-Gesellschaften, München, Ludwigstrasse 12.
- Meyer, Hugo, Dr., Regierungsrat, Mitglied des Kaiserlichen  
Aufsichtsamts für Privatversicherung, Berlin-Wilmersdorf,  
Nikolsburgerstrasse 6.
- \* Meyer, K., Mathematiker, Köln a Rh., Balthasarstrasse 28 I.
- Neumann, Rudolf, Direktor der Knappschaftlichen Rückversi-  
cherungsanstalt Charlottenburg, Schillerstrasse 121/123.
- \* Nissle, Gustav, Direktor der Deutschen Militärdienst-Versiche-  
rungs Anstalt, Hannover, Ellernstrasse 29.
- Oelert, Gustav, Hannover-Waldheim, Liebrechtstrasse 17.
- \* Oster, B. Dr., Direktor der Hamburg-Mannheimer Vers. A. G.  
Hamburg, Südseehaus.
- Otto, Gustav Dr. jur.; Justizrat, Direktor der Deutschen Lebens-  
versicherung „Potsdam“, Potsdam, Marienstr. 27.
- Passow, R. Prof. Dr., Aachen, Ronheiderweg 32.
- \* v. Pawlikowski-Cholewa, Organisations-Direktor der Magde-  
burger Lebensversicherungs-Gesellschaft, Magdeburg, Ferdi-  
nand Augustastrasse 17.
- Prange, Otto, Dr., Geschäftsführer des Deutschen Versicherungs-  
Schutzverbandes, Berlin W., Viktoria-Luisenplatz 10.
- \* Preuss, Albin, Dr., Hannover, Bütersworthstr. 1. I.
- Probst, Dr., Direktor der Deutschen Lebensversicherung „Potsdam“  
a. G., Potsdam, Spandauerstr. 1.
- \* v. Rasp, Carl Ritter, kgl. Regierungsdirektor, Generaldirektor  
der Bayerischen Versicherungsbank, München, Ludwigstr. 12.
- \* Reifarth, Hugo, Direktor der Oldenburger Versicherungs-  
Gesellschaft, Oldenburg.
- \* Reifarth, Erich, Oldenburger Versicherungs-Ges., Oldenburg.
- \* Rassing, Robert, Mathematiker, Rhein-Westf. Rückvers. A. G.,  
München-Gladbach, Albertusstr. 2.
- \* Richter, Hermann, Direktor der Magdeburger Lebensversiche-  
rung Gesellschaft, Magdeburg, Alte Markt 11.
- \* Richter, J., Mathematiker, Vorsitzender des Vereins deutscher  
Versicherungs-Beamten in Berlin, Lankwitz-Gr. Lichterfelde,  
Beethovenstr. 41.
- \* Rothauge, R. Dr., Chefmathematiker der „Wilhelma“, Mag-  
deburg, Grosse Dilsdorferstrasse 226.

- \*Samwer, Karl, Dr., Geheimer Regierungsrat, Direktor der Gothaer Lebensversicherungsbank a. G., Gotha.
- Schäfer, Franz, Direktor der Magdeburger Feuer-Versicherungsgesellschaft, Magdeburg, Breiteweg 7/8.
- \*Schaefer, Wilhelm Dr. phil., Hannover-Waldhausen, Kurhausstr. 2.
- Scherer, Conrad, Subdirektor der „Frankona“, Rück- und Mitversicherung-Aktien-Ges., Frankfurt a/M., Taunusanlage 18.
- Schleiermacher, M., Direktor der Hamburg-Bremer Rückversicherung-Aktiengesellschaft, Hamburg, Königstr. 14/16.
- \*Schmidt, R. Dr., Direktor der Münchener Rückversicherungsgesellschaft, München, Maffeistr. 1.
- \*Schönwiese, Rud., Versich. Revisor der Leipziger Lebensversicherungsgesellschaft, Leipzig, Thomasring 21.
- \*Schoppen, C., Rechnungsrat, Berlin-Schöneberg, Kaiser Friedrichstrasse 14.
- Schröder, F., Generaldirector der Aachen-Münchener-Feuerversicherungsgesellschaft, Aachen, Aureliusstrasse 14.
- Schwemer, M., Generaldirektor der Schlesischen Feuerversicherungsgesellschaft, Breslau, Königplatz 6.
- Serini, H. Dr., Prokurist des Allgemeinen Deutschen Versicherungs-Vereins, Berlin S.W. 11, Anhaltstrasse 9.
- Simoni, Siegfried, Subdirektor der Victoria zu Berlin, Berlin W.S., Unter den Linden 11.
- Söhner, A. Dr., Karlshorst bei Berlin, Krausestr. 6.
- \*Sperling, Wilh., Offenbach am Main, Tulpenhofstr. 24.
- Springorum, Dr. jur., Generaldirektor der Vaterländischen Feuer-Versicherungs-Aktiengesellschaft, Elberfeld, Roonstr. 51.
- \*Tochtermann, Bernhard, Dr. jur., Direktor, Steglitz bei Berlin, Süßendstr. 12.
- Unger, Heinrich, Versicherungstechniker. Gross-Lichterfelde bei Berlin, Parallelstr. 14 C.
- Vathje, Hermann, Hamburg, Ferdinandstr. 36.
- Weidtmann, Dr. jur.; Geheimer Bergrat, Schloss Rahe bei Aachen.
- \*Weigel, Generaldirektor der Deutschen Militärdienst- und Lebensversicherungsanstalt, Hannover, Theaterplatz 1.
- \*Welcker, Dr., Direktor der „Thuringia“, Erfurt, Schillerstr. 4.
- \*Wendt, J., Leiter der Volksversicherung der „Victoria“, Berlin S. W., Lindenstr. 20/25.
- Werner, Dr. jur., Düsseldorf, Stromstrasse 8.

Wiener, Hermann, Berlin W 66, Wilhelmstrasse 45.

Woigeck, Otto, Direktor des „Neptun“, Frankfurt a/M. Forsthausstr. 11.

Wörner, G. Dr. jur., Professor, Rechtsanwalt, Leipzig, Auenstrasse 1. III.

Wolf, Aug., Chefmathematiker der Deutschen Militärdienst- u. Lebensvers. Anstalt, Hannover, Jacobistr. 9<sup>II</sup>.

\* Zimmermann, F. Dr., Mathematiker des Allgemeinen Knappschaftsvereins, Bochum, Bergstr. 80.

#### Souscripteurs:

Allgemeiner Deutscher Versicherungs-Verein a. G. in Stuttgart.

Allgemeine Rentenanstalt zu Stuttgart, Lebens- und Rentenversicherungs-Verein a. G., Tübingerstrasse 24/28.

„Atlas“ Deutsche Lebensversicherungs-Gesellschaft, Ludwigshafen am Rhein.

Berlinische Lebensversicherungs-Gesellschaft, Berlin, Markgrafenstrasse 11/12.

Bibliothek der Städt. Handels-Hochschule, Köln a/Rh., Claudiusstr. 1.

Böhmer, Paul, Dresden, Schulgutstr. 7. 1.

Breuer, Xaver, Hamburg, Alterwall 6.

Brix, Hans, Dr., Magdeburger Lebens-Versicherungs-Gesellschaft, Magdeburg, Alte Markt 11.

Concordia, Cölnische Lebensversicherung-Gesellschaft, Köln a/Rh.

Deutsche Lebensversicherungs-Bank Aktiengesellschaft in Berlin, Kronprinzenufer 18.

Deutsche Lebensversicherungs-Gesellsch. in Lübeck, Königstr. 1/3.

Deutscher Anker, Pensions- und Lebensversicherungs A. G., Berlin, Eichhornstr. 9.

Deutscher Verein für Versicherungs-Wissenschaft, Berlin W. 50, Pragerstr. 26.

Direktion der Preussischen Renten-Versicherungs-Anstalt, Berlin W, Kaiserhofstr. 2.

Frankfurter Allgemeine Versicherungs-Aktien-Gesellschaft, Frankfurt a/M., Taunusanlage 18.

Fischer, Franz, i/Fa. Wilhelm Lazarus, Hamburg, Bergstr. 11, Haus Commeter.

Gothaer Lebensversicherungsbank a. G. Gotha, Bahnhofstrasse 3a.

Helm, Georg, Prof. Dr., Geh. Hofrat, Dresden-A.; K. Technische Hochschule.

- Leipziger Lebensversicherungs-Gesellschaft a. G., Leipzig.
- Loewy, Alfred, Dr. phil., Professor an der Universität in Freiburg i. B., Thurnseestrasse 20.
- Mecklenburgische Lebensversicherungs-Bank auf Gegenseitigkeit in Schwerin.
- New-York Lebensversicherungs-Gesellschaft, Berlin W 66, Wilhelmstrasse 80 a.
- Preussische Lebens-Versicherungs-Aktiengesellschaft Berlin W 8, Mohrenstr. 62.
- Rösing, J., Syndikua, Bremen, Am Markt 13.
- Schlesische Lebensversicherungs-Gesellschaft auf Gegenseitigkeit, Haynau-Schles.
- Schulz, Walter, Prokurist der „Patria“ Versicherungs-Bank Berlin N W 40, Kronprinzen-Ufer 7.
- Seeger, A., Dr., Berlin, Flotowstr. 5.
- Stuttgarter Lebensversicherungsbank a. G., Stuttgart, Silberburgstr. 174
- Stuttgarter Mit- und Rückversicherungs-Aktiengesellschaft, Stuttgart, Uhlandstr. 1/3.
- Teutonia, Versicherungsaktiengesellschaft in Leipzig, Schützenstr. 12.
- Verband deutscher Lebensversicherungsgesellschaften, München, Ludwigstr. 12.
- Verband öffentlicher Lebensversicherungsanstalten in Deutschland, Berlin W 10, Königin Augustastrasse 19.

### Australasie.

#### Adhérents:

- Bennett, S., Government Buildings, Perth, Western Australia.
- \*Carment, David, Assistant Actuary, Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- \*Day, William Reginald, F. I. A., Australian Metropolitan Life Office, President of the Actuarial Society of New South Wales, 30 Castlereagh Street, Sydney, N. S. W.
- Duckworth, Arthur, Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- Elliott, Charles Alfred, Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- Knibbs, George Handley, F. R. A. S., F. S. S., G. M. G. &c.,

- Commonwealth Statistician, Director of the Census and Statistics Bureau, Collins Street, Melbourne.
- Laughton, Alexander Millar, Victorian Government Statist, Queen Street, Melbourne.
- Miller, Robert Duncan, Mutual Life & Citizens' Assurance Co., Moore & Castlereagh Street, Sydney, N. S. W.
- Stock, E. J., The National Mutual Life Association of Australasia Ltd., 395 Collins Street, Melbourne.
- Teece, Richard, General Manager of the Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- Thodey, Robert, F. I. A., Australian Mutual Provident Society, 87 Pitt Street, Sydney, N. S. W.
- \*Trivett, John B., F. R. A. S., F. F. S., Government Statistician and Registrar and Actuary of Friendly Societies and Trade Unions, Bureau of Statistics, Sydney N. S. W.
- Wickens, Charles, Henry, „Rialto" Collins Street Melbourne, Australia.

### Autriche.

#### Adhérents:

- Ackerl, Josef, k.k. Regierungsrat, Direktor der Arbeiter-Unfall-Versicherungs-Anstalt, Graz, Hans Sachgasse 1.
- \*Bartl, Julius, Vorstand des Mathematischen Bureaus der Niederösterreichischen Landes-, Lebens- und Renten-Versicherungs-Anstalt, Wien XVIII, Colloredog. 5.
- Beck, Moriz, Direktor der „Allianz“, Lebens- und Renten-Versicherungs-Aktien-Gesellschaft, Wien I, Helferstorferstr. 1.
- Beneš, Jos., Hon. Dozent an der k.k. böhmischen technischen Hochschule, Prag II, Poříč 7.
- \*Berliner, W., Dr., Stellvertretender Direktor der k. k. priv. Lebensversicherung-Gesellschaft, „Oesterreichischer Phoenix“, Wien I, Riemergasse 2.
- \*Blaschke, Ernst, Professor Dr., Hofrat im k. k. Ministerium des Innern, Wien I, Judenplatz 4.
- \*Čech, Peter, Dr., Sekretär der k. k. priv. Ersten böhmischen wechselseitigen Versicherungs-Anstalt, Prag II/76.
- \*Déri, Hugo, Direktor des Pensionsfonds des Wiener Journalisten- und Schriftstellervereines „Concordia“, Versicherungstechniker, Wien I, Heinrichsgasse 2.

- \* Dobrowolny, Viktor, Versicherungstechniker, Wien II., Valerie-strasse 22 I/II.
- \* Dolinsky, Myron, Professor, Wien XIX, Felix Mottlstr. 13.  
Ehrentheil, Emanuel, Direktor der „Universale“, Allgemeine Volksversicherungs-Gesellschaft, Wien I. Schottenring 8.
- \* Fanta, Ernst, Dr., Privat- und Honorar-dozent, behördlich autorisierter Versicherungstechniker, Chefmathematiker der Städtischen Kaiser Franz Joseph-Jubiläums-Lebens- und Renten-Versicherungs-Anstalt, Wien V. Bräuhäusg. 11/7.
- \* Filip, Franz, Präsident des Aufsichtsrates der Prager Städtischen Versicherungs-Anstalt, Prag, Ferdinandova tř. 26.
- Frank, Josef v., Direktor der Städtischen Kaiser Franz Joseph-Jubiläums-Lebens- und Renten-Versicherungs-Anstalt, Wien I. Brandstätte 9.
- Gerö, Leo, Direktor der Wiener Lebens- und Renten-Versicherungs-Anstalt, behördlich autorisierter Versicherungs-techniker, Wien IX. Maria Theresienstr. 5.
- Graf, Julius, phil. Dr., Wien VIII, Neudeggergasse 1/3.
- Gross, Walter, phil. Dr., behördlich autorisierter Versicherungs-techniker, Wien II, Taborstrasse 24a.
- \* Gruder, O., phil. Dr., Sekretär der Mathematisch-statistischen Vereinigung, Wien I, Börsegasse 10.
- Hahn, Arthur, Direktorialbevollmächtigter der „Universale“, Allgemeine Volksvers.-Ges., Wien I, Rauhensteingasse 8.
- \* Hall, Hans, Dr., Generaldirektor der Gesellschaft für Lebens- und Renten-Versicherungen „Der Anker“, Wien I, Hoher Markt 11.
- \* Heřmánek, Rudolf, Direktor der Prager städtischen Versicherungs-Anstalt, Prag.
- \* Hoesslinger, Guido, Dr., Niederösterreichischer Landesrat, Direktorstellvertreter der niederösterreichischen Landes-Versicherungs-Anstalten, Wien I, Löwelstrasse 14.
- Hoffmann, Robert, Generalsekretär der „Concordia“, Reichenberg-Brünner gegenseitige Versicherungs-Anstalt, Reichenberg.
- Hrazánek, Karl, Oberdirektor der k. k. priv. Ersten böhmischen wechselseitigen Versicherungs-Anstalt, Prag. II/76.
- \* Jironsek, Josef, Mitglied des Aufsichtsrates und Direktoriums der Prager städtischen Lebens- und Renten-Versicherungs-Anstalt, Prag, Hopfenstockova ul. 3.
- \* Kaan, Julius, Dr., Ministerialrat im k. k. Ministerium des Innern, Wien I. Judenplatz 3.



- Kahané, Josef; Mitglied des Verwaltungsrates der Erst. Oesterr. Unfall-Versicherungs-Gesellschaft, Verwaltungsrat der „Generala“ in Bukarest, Vorstand der General-Agentur der Assicurazioni Generali, Wien I. Bauernmarkt 2.
- \*Kaufmann, Hugo, Dr. jur., mährischer Landessekretär, staatlich geprüfter Versicherungstechniker, Brünn, Landhaus II.
- Klang, James, Dr., Generaldirektor der k. k. priv. Versicherungs-Gesellschaft und Lebensversicherungs-Gesellschaft „Oesterreichischer Phönix“, Wien I. Stubenring 4.
- \*Knapp, Emil, k. k. Stathaltereirat in Prag, 978-VII, Belcredistrasse, Prag.
- Koenigsberger, Richard, kaiserlicher Rat, Direktor des k. k. priv. „Gisela-Verein“, Lebens- und Aussteuer-Versicherungs-Anstalt auf Gegenseitigkeit, Wien XVIII., Edelhofgasse 7.
- \*Koenigsberger, Werner, Beamter des k. k. priv. „Gisela-Verein“, Lebens- und Aussteuer-Versicherungs-Anstalt a. G., Wien XVIII., Edelhofg. 7.
- \*Korn, Robert Martin, Generaldirektor der Filiale für Oesterreich der Fidelity and Deposit Company of Maryland, Wien I, Rotenturmstr. 20.
- \*Krumpholz, Eugen, Dr., Vizepräsident der Landes-Lebens-Versicherungs-Anstalt der Markgrafschaft Mähren, Brünn, Landhaus II, Radvitplatz.
- \*Kubiček, Franz, Dr., Landesrat, Direktor der Landes-Lebens-Versicherungs-Anstalt der Markgrafschaft Mähren, Brünn Landhaus II, Radvitplatz.
- Lang, Heinrich, Beamter der Allgemeinen Pensionsanstalt für Angestellte, Wien V. Hauslabg. 33, III/28.
- \*Leimdoerfer, Max, Dr. jur., Sekretär des Oesterreichisch-ungarischen Verbandes der Privat-Versicherungs-Anstalten, staatlich geprüfter Versicherungstechniker, Wien I, Börsengasse 10.
- \*Loewenberg, S., Kaiserl. Rat, Chefredakteur und Herausgeber der „Oesterreichischen Revue“, Wien I., Graben 14.
- \*Loewenthal-Olzany, Herman, Herausgeber und Chefredakteur des „Versicherungsfreund“ und des „Assecuranz- und Finanz-Globus“ Porzellang. 49 A, Wien.
- Luzzatto, Giuseppe, Dr., Triest, Via Murat 7.
- Málek, Karel, Versicherungstechniker, Prag-Nusle, Nezamyslova ul. 485.

- \* Mueller, Leopold Otto Faustin, behördlich autorisierter Versicherungstechniker, Chefmathematikerstellvertreter der Städtischen Kaiser Franz Josef-Jubiläums-Lebens- und Rentenversicherungs-Anstalt, Wien II, Vereinsgasse 18/I.
- Natonek, Emil, Generaldirektor für Oesterreich der „New-Yorker Germania“, Lebensvers.-Gesellschaft, Wien I., Stubenring 18.
- \* Noske, Constantin, Generalsekretär des Fabriken-Rückversicherungen-Verbandes, Wien I., Börsegasse 10.
- \* Osorovitz, Leopold, Direktorstellvertreter der Wiener Rückversicherungs-Gesellsch., Wien XVIII., Erndtgasse 30.
- Ottolenghi, Eucadio, Ingenieur, K. k. priv. Assicurazioni Generali, Triest.
- Pers von Saneliseo und Grabiz Karl, Ministerialrat im k. k. Ministerium des Innern, Wien I, Judenplatz 3/4.
- \* Raabe, Hans Camillo, Generaldirektor der k. k. priv. Oesterreich. Versicherungs-Gesellschaft „Donau“, Wien I. Wipplingerstr. 36.
- Rašin, Jaromir, J. U. C. Volontär im mathematischen Bureau der „Praha“, wechselseitiger Lebensversicherungs-Verein., Prag I., Ferdinandova tř. 1011 alt.
- Riedel, Alois, Chefmathematiker der k. k. priv. Riunione Adriatica di Sicurtà, Triest, Via Valdirivo 2.
- Rosmanith, Gustav, Dr., Professor an der k. k. deutschen technischen Hochschule, Prag-Smichow, Kinskystr. 3.
- Schneider, Ernest, Mitglied der n. ö. Landesausschusses und Referent für Versicherungswesen, Wien I, Herrengasse 13.
- \* Schnell, August, Direktor der Haftpflicht- und Unfallvers.-Akt.-Gesellschaft „Danubius“, Wien I., Wipplingerstr. 38.
- Schoenbaum, Emil, Dr. phil., behördlich autorisierter Versicherungstechniker, Prag, Riegerkai 2.
- \* Schreiber, Hermann, Direktor der Wiener Rückversicherungs-Gesellschaft, Wien I, Elisabethstr. 15.
- Schuetz, Carlo, Generaldirektorstellvertreter der k. k. priv. Assicurazioni Generali, Triest, Via Nicolo Macchiavelli 15.
- \* Smolensky, Peter, Mathematiker der k. k. priv. Assicurazioni Generali, Triest.
- Spitzer, Leo, Dr., Prokurist der k. k. priv. Riunione Adriatica di Sicurtà, Triest.
- \* Steinmaszler, Alois, Generaldirektorstellvertreter des „Janus“ wechselseitige Lebensversicherungs-Anstalt, Wien VIII., Blindengasse 33.



- \*Štych, Anton, M. U. Dr., Präsident des Verwaltungsrates der „Praha“, wechselseitiger Lebensversicherungsverein, Prag II., Křemencova ul.
- \*Svoboda, Karl, Dr., Dozent, Vize-Direktor der Prager städtischen Versicherungs-Anstalt, Prag II., Pod Slovany II.
- Szancer, Eduard, Mathematiker und Chef der Lebensversicherungs-Abteilung der Wechselseitigen Versicherungs-Gesellschaft, Basztowa 9, Krakau.
- \*Traut, Alois, Generaldirektor des „Janus“, wechselseitige Lebensversicherungs-Anstalt, Wien I., Wipplingerstr. 30.
- \*Ursíny, Michael, Ingenieur, k. k. Regierungsrat, o. ö. Professor der k. k. böhm-technischen Hochschule in Brünn, Mitglied des Verwaltungsrates der mähr. Landes-Lebensversicherungsanstalt und Präsident des Beamten-Finanzinstitutes in Brünn.
- \*Vermeeren, Leonard, Mathematiker der k. k. priv. oesterreichischen Versicherungs-Gesellschaft „Donau“, Wien I., Schottenring 13.
- \*Winter, Arnold, Direktor der Militärdienst-Versicherungs-Anstalt, Wien I., Franz Josefskai 21.
- \*Wischniowsky, Gustav J., Chefredakteur, Wien VIII, Piaristengasse 36.
- Wolf, Josef Ritter von, Dr., k. u. k. Geheimer Rat, Sektionschef im k. k. Ministerium des Innern, Wien I, Judenplatz 4.
- \*Zalai, Friedrich, Chefmathematiker der k. k. priv. Assicurazioni Generali, Triest.

#### Souscripteurs.

- „Anker, der“, Gesellschaft für Lebens- und Rentenversicherungen, Wien I, Hoher Markt 11.
- Assicurazioni Generali, k. k. priv., Triest.
- Autengruber, Ladislav, Mathematiker, Prag II, Ferdinandstr. 1011.
- Erste Böhmisches Allgemeine Lebensversicherungs-Aktiengesellschaft, Franzenskai, Prag.
- Freund, Artur, Mathematiker der „Herceg-Bosna“ Landes-Versicherungs-Anstalt für Bosnien und Hercegovina, Sarajevo.
- Fuchshuber, Josef, Wien XVIII, Hofstattgasse 25.
- Koutný, Jan, Prof. Dr., Brünn, Scheibwaldstrasse 25.
- Lubaszek, Kasimir, Krakau, Basztowa 9.
- Oesterreichisch-Ungarischer Verband der Privat-Versicherungs-Anstalten, Wien I, Börsegasse 10.

„Union", Kinder- und Lebens-Versicherungs-Anstalt a. G. Direktion für Oesterreich, Wien.

„Universale", Allgemeine „Volksversicherungs-Gesellschaft", Wien I, Schottenring 8.

## Belgique.

### Adhérents:

Adan, Georges, Directeur Général de la Compagnie d'Assurances „La Royale Belge", rue des Colonies 56, Bruxelles.

\* Bégault, Amédée, Président du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et de l'Association des Actuaires Belges, Avenue du Derby 4, Bruxelles.

Capouillet, Pierre, Directeur Général de la „Compagnie Belge d'Assurances Générales sur la Vie, les Fonds Dotaux et les Survivances", rue de l'Association 32, Bruxelles.

De Sébille, Albert, Directeur de la Compagnie d'Assurances „L'Equitable des Etats Unis", rue Defacqz 45, Bruxelles.

De Smet de Naeyer, Comte P., Président de l'Association des Actuaires Belges, Ministre d'Etat, rue de la Science 12, Bruxelles.

Doperé, Léon, Contrôleur et Actuaire de la Banque Nationale de Belgique, Avenue Milcamps 73, Bruxelles.

\* Fels, Eugène, Directeur d'Assurances, rue van Diepenbeeck 25, Anvers.

François, Léon, Actuaire de la „Compagnie Belge d'Assurances générales sur la Vie, les Fonds Dotaux et les Survivances", Place Jamblinne de Meux 43, Bruxelles.

\* Guffens, U., Capitaine-Commandant adjoint d'Etat-major, Chef de bureau au Ministère de la Guerre, rue de Louvain, Bruxelles.

Hamoir, Léon, Directeur d'Assurances, rue du Marquis 4, Bruxelles.

\* Hankar, F., Directeur Général de la Caisse Générale d'Epargne et de Retraite, rue du Fossé aux Loups 48, Bruxelles.

Laneau, Maurice, Actuaire-adjoint de la Caisse Générale d'Epargne et de Retraite, rue de la Loi 131, Bruxelles.

\* Lefrancq, Edmond, Actuaire de la Caisse Générale d'Epargne et de Retraite, Secrétaire Général du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires, Secrétaire-trésorier de l'Association des Actuaires Belges, 38 Avenue Jean Linden, Bruxelles.

Le Jeune, Charles, Courtier d'Assurances et Dispâcheur, rue d'Arenberg 24, Anvers.

Lembourg, Charles, Actuaire à la Compagnie d'Assurances „La Royale Belge”, rue de la Brasserie 58, Bruxelles.

Lepreux, Omer, Directeur à la Banque Nationale de Belgique, Président honoraire du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et de l'Association des Actuaires Belges, Château des Eglantines, Anderghem chez Bruxelles.

Loew, Maier, Directeur Général pour la Belgique de la Compagnie d'Assurances „The Standard”, Place de Brouckère 28, Bruxelles.

Maingie, Louis, Sous-Directeur et Actuaire de la „Compagnie Belge d'Assurances Générales sur la vie, les Fonds Dotaux et les Survivances”, Trésorier du Comité Permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires et Vice-Président de l'Association des Actuaires Belges, rue de Pavie 2, Bruxelles.

\*Rigaux, P. J., Sous-Directeur au Ministère des Finances, rue Vandenboogaerde 52, Bruxelles.

Van den Berghe, Gustave, Directeur Gérant du Crédit Communal de Belgique, Rue de la Banque 13, Bruxelles.

Van Deuren, Pierre, Capitaine-Commandant du Génie, Docteur de l'Université de Paris, Professeur de Probabilités, d'Astronomie et de Géodesie à l'Ecole Militaire, Avenue Macau 16, Bruxelles.

Van Halen, Frans, Directeur pour la Belgique de la Compagnie d'Assurances „L'Urbaine Vie” (de Paris), Président de la Chambre Syndicale des Représentants d'Assurances de Belgique, Montagne aux Herbes Potagères 37, Bruxelles.

\*Villa, H. Gaston, Directeur Général fondateur de la Compagnie d'Assurances „Pro Familia”, Boulevard Ansapach 142, Bruxelles.

#### Souscripteurs:

Banque Nationale de Belgique, Rue du Bois Sauvage 7 à 11, Bruxelles.

Bibliothèque Centrale du Ministère des Chemins de Fer, Postes et Télégraphes, Rue Henri Beyaert 12, Bruxelles.

Bibliothèque de Statistique (Ministère de l'Intérieur), Rue de Louvain 3, Bruxelles.

Bibliothèque de l'Agriculture (Ministère de l'Agriculture et des Travaux Publics), Rue de Louvain 3, Bruxelles.

- Caisse Générale d'Epargne et de Retraite de Belgique, Rue du Fossé aux Loups 48, Bruxelles.
- „Compagnie Belge d'Assurances Générales sur la Vie, les Fonds Dotaux et les Survivances”, Rue de la Fiancée 24, Bruxelles.
- „Continental, La” Compagnie d'Assurances, Boulevard de la Senne 1, Bruxelles.
- Crédit Communal de Belgique, Rue de la Banque 13, Bruxelles.
- de Béthune, G., Lieutenant d'Artillerie, Répétiteur à l'Ecole Militaire, Avenue de la Cascade 39, Bruxelles.
- Germain, A., Bibliothécaire du Ministère des Affaires Etrangères, Rue de Louvain 5, Bruxelles.
- Hess, Alexandre, Directeur de la Compagnie d'Assurances „L'Ancre”, Rue Neuve 20, Bruxelles.
- „Industriels Réunis”, Les, Rue des Baguettes 10, Gand.
- Meeus, F., Actuaire à la Compagnie d'Assurances „La Royale Belge” Chaussée de Vleurigat 310, Bruxelles.
- Office du Travail (Ministère de l'Industrie et du Travail) Rue Lambermont 2, Bruxelles.
- Parisel, Eugène, Directeur de la Compagnie d'Assurances L'Economie Belge”, Rue du Midi 147, Bruxelles.
- „Provinces Réunies, Les”, Compagnie d'Assurances, Boulevard Anspach 112, Bruxelles.
- „Royale Belge, La”, Compagnie d'Assurances, Rue des Colonies 56, Bruxelles.
- Schyn, Charles, Secrétaire Général adjoint à l'Union du Crédit, 57 Montagne aux Herbes Potagères, Bruxelles.
- Sépulchre, Armand, Ingénieur Civil, Boulevard de la Cambre 56, Bruxelles.
- „Société Générale Néerlandaise d'Assurances sur la vie et de Rentes viagères”, Place de Brouckère 5, Bruxelles.
- Stasse, A, Directeur pour la Belgique de la Compagnie d'Assurances „Piëtas”, Boulevard Anspach 24, Bruxelles.
- Thys, François, Directeur d'Assurances, Place de Meir 14, Anvers.
- Tyteca, Emile, Secrétaire Général de la Compagnie d'Assurances „l'Européenne”, Rue Marie de Bourgogne 45, Bruxelles.
- Vliebergh, E., Professeur à l'Université, Rue au Vent 10, Louvain.
-

**Brésil (Etats-Unis du).**

## Adhérents:

Price, Edmund F., Actuary „A Sul America” Companhia de Seguros de vida, Rua do Ouvidor 82, Caixa 971, Rio de Janeiro, Brazil.

Ribeiro, Honorio, Actuary, Rua Senador Vergueiro 98, Rio de Janeiro, Brazil.

**Bulgarie.**

## Adhérents:

Momtschilow, M., Directeur Général de la Société Nationale d'Assurances „Balkan”, Sofia.

Théodoroff, Georges, Directeur Général de la „Bulgaria”, Roustchouk, Bulgarie.

## Souscripteurs:

„Balkan”, Société Nationale d'Assurances, Sofia,

Ministère des Finances, Sofia.

Société Coöperative d'Assurance et d'Epargne des Fonctionnaires Bulgares à Sofia.

**Danemark.**

## Adhérents:

\*Bache, N. H., Avocat à la Cour suprême, Stormgade 12, Copenhague.

Billenstein, C., Directeur de la „Dan”, Nørrevoldgade 13 & 15, Copenhague.

\*Burrau, Carl, Dr. phil., Directeur de la „Tryg”, Østergade 61, Copenhague.

Fritz, H., Actuaire de la „Hafnia”, 9 Holmens Kanal, Copenhague.

\*Gamborg, V. E., Directeur de la „Nordisk Livsforsikrings-Aktieselskab”, Kongens Nytorv 8, Copenhague.

\*Gram, J. P., Dr. phil., Président du „Forsikringsraadet”, Kristiansgade, Copenhague.

\*Hansen, Wilh., Conseiller d'Etat, Directeur général de la Société an. d'Assurances „Hafnia”, 9 Holmens Kanal, Copenhague.

- \*Iversen, L., Dr. phil., Directeur de la „Statsanstalten for Livsforsikring", Havnegade 23, Copenhague.
- Jörgensen, N. R., Mag. scient. „Nordisk Livsforsikrings-Aktieselskab", Kongens Nytorv 8, Copenhague.
- \*Krebs, Carl., Dr. phil., Actuaire de la Compagnie d'Assurance „Danmark", Vestre Boulevard 34, Copenhague.
- \*Kofod, Axel, Actuaire de la „Statsanstalten for Livsforsikring", Havnegade 23, Copenhague.
- \*Lönborg, Directeur de la Compagnie d'Assurances „Danmark", Vestre Boulevard 34, Copenhague.
- \*Lund, Carl, Directeur de la Compagnie d'Assurances „Carentia" Kongens Nytorv 6, Copenhague.
- \*Nording, Aage, Cand. mag., Havnegade 35, Copenhague.
- \*Pedersen, Jens, Actuaire de la „Nordisk Livsforsikrings-Aktieselskab", Kongens Nytorv 8, Copenhague.
- \*Steffensen, J. F., Dr. phil., Secrétaire et Membre du „Forsikringsraadet", Kristiansgade, Copenhague.
- Valentiner, H., Dr. phil., Directeur de la „Dan", Nørrevoldgade 13 & 15, Copenhague.

#### Souscripteurs:

- Draminsky, O., Dr. phil., Directeur de la „Statsanstalten for Livsforsikring", Havnegade 23, Copenhague.
- Forsikringsbiblioteket, Vestre Boulevard 5, Copenhague.
- „Hafnia", la, Société anonyme d'Assurances sur la Vie, Copenhague.
- Hansen, Anders, cand. mag., „Tryg", Östergade 61, Copenhague.
- „Nordisk Livsforsikrings-Aktieselskab", Kongens Nytorv 8, Copenhague.
- „Statsanstalten for Livsforsikring", Havnegade 23, Copenhague.
- Witzke, W., Directeur de la „Skandinavia", Kongens Nytorv 6, Copenhague.

---

#### Écosse.

#### Adhérents:

- Adamson, William Livingstone, F. F. A. Standard Life Assurance Company, 3 George Street, Edinburgh.
- Armstrong, John Robert, F. F. A. Scottish Provident Institution, 6 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Baker, Herbert, Glendower, Clifton, Bristol.



- Blackwood, George Glendinning, F. F. A., Edinburgh Life Assurance Company, 26 George Street, Edinburgh.
- \*Blyth, Robert, F. F. A., C. A. Balvonie, Skelmorlie, Ayrshire.
- Boyd, Henry Norris, F. F. A. Secretary, City of Glasgow Life Assurance Company, 30 Renfield Street, Glasgow.
- Boyd, James Colville, F. F. A. North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- Brown, Hugh Wylie, F. F. A., F. I. A. Actuary, Scottish Union and National Insurance Company, 35 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Buchanan, Dr. James, F. I. A., D. Sc. M. A., F. S. S., National Health Insurance Joint Committee, Buckingham Gate, London S. W.
- \*Carment, Joseph Alexander Stewart, W. S.; 2 Glenfinlas Street, Edinburgh.
- Chatham, James, F. F. A., F. I. A., F. S. S. Manager, North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- \*Clapperton, David Alexander, F. F. A., C. A., 6a George Street, Edinburgh.
- Cockburn, Arthur, F. F. A. Caledonian Insurance Company, 19 George Street, Edinburgh.
- Colam, Stanley d'Eyncourt, F. F. A., Actuary, Scottish Insurance Corporation, Ltd., 115 George Street, Edinburgh.
- \*Cumming, Stuart Ferrier Macdonald, F. F. A. Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- \*Donald, Alexander Graham, F. F. A., M. A., A. I. A., Scottish Provident Institution, 6 St. Andrew Square, Edinburgh.
- \*Douglas, Gordon, F. F. A., President, F. I. A. Manager and Actuary, Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- Edgar, John, F. F. A., Edinburgh Life Assurance Company, 26 George Street, Edinburgh.
- \*Fenton, James, F. F. A., North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- Ferguson, John, F. F. A., Assistant Actuary, Standard Life Assurance Company, 3 George Street, Edinburgh.
- Fraser, Alexander, F. F. A., F. I. A., F. R. S. E., Actuary, Scottish Life Assurance Company Ltd., 19 St. Andrew Square, Edinburgh.

- \*Gibson, William, F. F. A., Assistant Actuary, Caledonian Insurance Company, 19 George Street, Edinburgh.
- \*Gordon, Charles, F. F. A., F. I. A., Actuary, South African Mutual Life Assurance Society, Darling Street, Cape Town (Box 66, Cape Town).
- \*Graham, George Jr., F. F. A., Actuary, State Insurance Department, Springfield, Illinois U. S. A.
- Gunn, Niel Ballingal, F. F. A. (Vice-President), F. I. A., Manager and Actuary, Scottish Widows' Fund Life Ass. Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Harrower, Archibald, F. F. A., Yorkshire Insurance Company, York, St. Helen's Square.
- Hewat, Archibald, F. F. A. (Vice-President), F. I. A., F. R. S. E., Late Manager and Actuary, Edinburgh Life Assurance Coy., 13 Eton Terrace, Edinburgh.
- Hogben, John, Secretary, Standard Life Assurance Company, 3 George Street, Edinburgh.
- Hope, Francis Moffat, F. F. A., A. I. A., Occidental Insurance Company, Los Angeles, California, U. S. A.
- \*Hunter, Robert Marshall, F. F. A. (Secretary), Scottish Provident Institution, 6 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Hutton, William, F. F. A., F. I. A., Manager and Actuary, Scottish Amicable Life Assurance Society, 35 St. Vincent Place, Glasgow.
- Imrie, John Hamilton, F. F. A., M. A., Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- Jackson, Samuel, F. F. A., Scottish Widows' Fund Life Ass. Soc., 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Kyd, James Gray, F. F. A., A. I. A., National Health Insurance Commission, Dublin, Ireland.
- Lamb, John, F. F. A., C. A., Late Secretary, Scottish Provident Institution, 8 Greenhill Park, Edinburgh.
- Lees, Mungo Mackenzie, F. F. A., Secretary, Norwich Union Life Insurance Society, Norwich.
- Lorimer, Norman William, F. F. A., North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- Low, George Macritchie, F. F. A., F. I. A., F. R. S. E., Manager and Actuary, Scottish Equitable Life Ass. Soc., 28 St. Andrew Square, Edinburgh.
- McIlvenna, William Richard, F. F. A., District Secretary, Scottish Equitable Life Ass. Soc., 14 St. Stephen's Street, Bristol.



- \*McIntosh, James, F. F. A., North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- McLauchlan, James John, F. F. A. (Vice-President), Secretary, Scottish Equitable Life Assurance Society, 28 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Nicol, William Smith, F. F. A., General Manager, City of Glasgow Life Assurance Company, 30 Renfield Street, Glasgow.
- Nicoll, John, F. F. A., A. I. A., Assistant Actuary, Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- \*Orr, Lewis Potter, F. F. A., A. I. A., Secretary, Scottish Life Assurance Company Ltd., 19 St. Andrew Square, Edinburgh.
- \*Paterson, George Watson, F. F. A., General Accident Fire and Life Assurance Corporation, General Buildings, Perth.
- Paulin, Sir David, F. F. A., F. R. S. E., Manager, Scottish Life Assurance Company, 19 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Rennie, William John Martin, F. F. A., North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- \*Richmond, George William, F. I. A., Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Robertson, Frederik W., A. I. A., Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- \*Robertson, William, F. F. A., A. I. A., 25 Wester Coates Avenue, Edinburgh.
- Roddick, Robert Murray McCheyne, F. F. A., M. A., Secretary, Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- Ross, Frederick Alexander, F. F. A., C. A. Morgan, Grenfell & Company, 22 Old Broad Street, London E. C.
- \*Sim, William Abernethy, F. F. A., F. I. A., Deputy Assistant Secretary, Scottish Union & National Ins. Co. 5 Walbrook Street, London E. C.
- Sprague, Alfred Ernest, F. F. A. (Honorary Treasurer), F. I. A., D. Sc. (Edin.) M. A. (Cantab.) Secretary and Actuary, Edinburgh Life Assurance Company, 26 George Street, Edinburgh.
- \*Smith, Randolph Gordon, F. I. A., Assistant Actuary, Scottish Amicable Life Assurance Soc., 35 St. Vincent Place, Glasgow.
- \*Stenhouse, George Crighton, F. F. A. (Hon. Secretary), Joint Assistant Secretary, Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Stewart, Ralph Hill, F. F. A., Secretary and Actuary, Caledonian Insurance Company, 19 George Street, Edinburgh.

- Thomson, James Allan, F. F. A. (Hon. Editor), Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- \*Thomson, John Walter, F. F. A., A. I. A., F. S. S., National Health Insurance Commission, 42 Frederick Street, Edinburgh.
- Wallace, Thomas, F. F. A., F. I. A., Actuary, North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- Walton, William Gandy, F. F. A., Actuary, Scottish Provident Institution, 6 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Warden, John Mabon, F. F. A., Assistant Actuary Scottish Equitable Life Assurance Soc., 28 St. Andrew Square, Edinburgh.
- Watt, James, F. F. A., A. I. A., W. S., 24 Rothesay Terrace, Edinburgh.
- Whigham, Charles Frederick, F. F. A., A. I. A., C. A., 22 Old Broad Street, London, E. C.
- Wilkie, William Thom, F. F. A., North British and Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- Wink, John Whyte, F. F. A., Assistant Actuary, Scottish Metropolitan Assurance Company, 25 St. Andrew Square, Edinburgh.

## Souscripteurs.

- The Caledonian Insurance Company, 19 George Street, Edinburgh.
- The Century Insurance Company Ltd, 18 Charlotte Square, Edinburgh.
- The City of Glasgow Life Assurance Company, 30 Renfield Street, Glasgow.
- The Edinburgh Life Assurance Company, 26 George Street, Edinburgh.
- The English & Scottish Law Life Assurance Association, 41 Charlotte Square, Edinburgh.
- The Faculty of Actuaries, 14 Queen Street, Edinburgh.
- The General Accident Fire & Life Assurance Corporation Ltd., General Buildings, Perth.
- The Life Association of Scotland, 82 Princes Street, Edinburgh.
- The North British & Mercantile Insurance Company, 64 Princes Street, Edinburgh.
- The Northern Assurance Company Ltd., 1 Union Terrace, Aberdeen.
- The Norwich Union Mutual Life Insurance Society, Norwich

- The Scottish Amicable Life Assurance Society, 35 St. Vincent Place, Glasgow.
- The Scottish Equitable Mutual Life Assurance Society, 28 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Scottish Insurance Corporation Limited, 115 George Street, Edinburgh.
- The Scottish Life Assurance Company Limited, 19 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Scottish Metropolitan Assurance Company Ltd., 25 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Scottish Provident Institution, 6 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Scottish Temperance Life Assurance Company Ltd., 105 St. Vincent Street, Glasgow.
- The Scottish Union and National Insurance Company, 35 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Scottish Widows' Fund Life Assurance Society, 9 St. Andrew Square, Edinburgh.
- The Standard Life Assurance Company, 3 George Street, Edinburgh.

### Espagne.

#### Adhérents:

- \*Bazin, Ernest, Actuaire de la Société d'Assurances sur la vie „Banco Vitalicio de España", Rambla de Cataluña 18, Barcelone.
- Dato, Edouard, Président de l'Institut National de Prévoyance, Ancien Président de la Chambre des Députés, Ancien Ministre, Ancien Vice-Président d'honneur des Congrès internationaux d'Actuaires de Paris et de New-York, Lagasca 4, Madrid.
- Delás y Miralles, José Maria de, Rambla de Cataluña 15, Barcelone.
- \*Maluquer y Salvador, José, Dr., Conseiller délégué de l'Institut National de Prévoyance, membre de l'Institut des Réformes Sociales, correspondant du comité organisateur, C. I. A., C. P., 10 Campomanes, Madrid.
- Schütz, Gustave, Rambla de Cataluña 1-2<sup>o</sup>, Barcelone.

#### Souscripteur:

Instituto Nacional de Prevision, Sagasta 6, Madrid.

**Etats Unis d'Amérique et Canada.****Adhérents:**

- Allstrom, Henry Willard, A. A. S., Actuary, Northwestern National Life Insurance Company, Minneapolis, Minn.
- Alsop, David G., F. A. S. Actuary. Provident Life & Trust Company, Philadelphia, Pa.
- \*Anderson, Lewis Albert, Actuary, State Insurance Department, Madison, Wis.
- Angell, Charles H., A. B., A. A. S., Assistant Actuary, Massachusetts Mutual Life Insurance Company, Springfield, Mass.
- Blackadar, Alfred K., A. M., F. A. S., F. I. A., Assistant Superintendent, Insurance Department, Ottawa, Canada.
- Blackadar, Edward G., Actuary, Canadian Government, Annuities Branch, Ottawa, Canada.
- Blehl, Ernest M., A. M., A. A. S., A. I. A. Actuary, Philadelphia Life Insurance Co., North American Building, Philadelphia, Pa.
- Bliss, George I., A. B., A. A. S., Mutual Life Insurance Company, 34 Nassau Street, New-York.
- Bradshaw, Thomas, F. A. S., F. I. A., Messrs Ames & Company, Bay and King Streets, Toronto, Ontario, Canada.
- Breiby, O. William, A. A. S. c/o D. P. & E. B. Fackler, 35 Nassau Street, New-York.
- Brinkerhoff, John J., A. M., F. A. S., Actuary, Association of Life Insurance Presidents, 1 Madison Ave., New-York.
- Brough, Franklin, A. A. S., Federal Life Assur. Co., Hamilton, Ontario, Canada.
- Buttolph, Henry W., A. M., A. A. S., Consulting Actuary, Law Building, Indianapolis, Ind.
- Cammack, Edmund E., Aetna Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Carpenter, Raymond V., F. A. S., Assistant Actuary, Metropolitan Life Insurance Company, 1 Madison Ave., New-York.
- Carrington, John R. L., A. A. S., Assistant Actuary, Union Central Life Insurance Company, Cincinnati, Ohio.
- \*Cathles, Lawrence M., F. F. A., A. I. A., A. A. S., Secretary and Actuary, Southwestern Life Insurance Company, Dallas, Texas.
- Cillis, Hubert, F. A. S., Vice-President, Germania Life Insurance Company, 50 Union Square, New-York City.

- Cole, Richard H., A. B., F. A. S., Actuary, Connecticut General Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- \*Craig, James Douglas, F. A. S., Assistant Actuary, Metropolitan Life Insurance Company, 1 Madison Ave., New-York City.
- Craig, James M., F. A. S., Actuary, Metropolitan Life Insurance Co., 1 Madison Ave., New-York.
- Cushman, Emma W., F. A. S., Actuary, Insurance Department, Boston, Mass.
- Davenport, Isaac, M. E., A. A. S., Actuary, Bureau of Insurance, Richmond, Va.
- Davenport, John S. Jr., A. B., A. A. S., Actuary, Life Insurance Company of Virginia, Richmond, Va.
- Davidson, Adolph, Actuary, New-York Life Insurance Company, 3 Rue le Peletier, Paris, France.
- Dawson, Miles M., F. A. S., F. I. A. Consulting Actuary, 141 Broadway, New-York City.
- De Boer, Joseph A., M. A., F. A. S., President, National Life Insurance Company, Montpelier, Vt.
- Dickenson, David S., A. A. S., Actuary, Security Mutual Life Insurance Company, Binghamton, N.-Y.
- Douglas, David L. S., New-York Life Insurance Company, 346 Broadway, New-York City.
- Dow, Herbert B., A. M., F. A. S., Actuary, New England Mutual Life Insurance Company, Boston, Mass.
- Earle, Arthur P., A. A. S., A. I. A. Secretary and Actuary, The Travelers Life Assurance Company, Montreal, Canada.
- Emery, John M., M. D., A. A. S., Actuary, Des Moines Life Insurance Company, Des Moines, Ia.
- Fackler, David P., A. M., F. A. S. Consulting Actuary, 35 Nassau street, New-York City.
- Fackler, Edward B., A. B., LL. B., F. A. S., Consulting Actuary, 35 Nassau street, New-York.
- Ferguson, Colin C., B. A., F. A. S., A. I. A., Actuary, Great West Life Assurance Company, Winnipeg, Man. Canada.
- File, Lorne K., B. A., F. A. S., A. I. A., Canada Life Assurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Fitzgerald, Hon. William, Superintendent, Insurance Department, Ottawa, Canada.
- Flynn, Benedict D., F. A. S., Actuary, Casualty Department, Travelers Insurance Company, Hartford, Conn.

- Fouse, L. G., President, Fidelity Mutual Life Insurance Company, Philadelphia, Pa.
- \*Frankel, Lee K., Dr., East 22 N. D. Street, New-York.
- \*Führer, John, Actuary, Germania Life Insurance Company, 50 Union Square, New-York City.
- Gibb, James B., A. A. S., F. F. A., A. I. A., Actuary, Penn Mutual Life Insurance Company, Philadelphia, Pa.
- Glover, James, Prof., Ph. D., University of Michigan, Ann Arbor, Mich.
- Goldman, Leonard, A. I. A., North American Life Assurance Company, Toronto, Ontario.
- Gore, John K., A. M., F. A. S., Vice-President and Actuary, Prudential Insurance Company, Newark, N. J.
- \*Graham, George Jr., A. A. S., F. F. A., A. I. A., Actuary, State Insurance Department, Springfield, Ill.
- Graham, William Joseph, Western Superintendent, Equitable Life Assurance Society of New-York, Chicago, Ill.
- Grow, Arthur R., F. A. S. Actuary, New-York Life Insurance Company, 346 Broadway, New-York.
- Hall, Clayton C., A. M., LL. B., F. A. S., Consulting Actuary, 10 South Street, Baltimore, Md.
- Halliday, William R., 932 Brown-Marx Building, Birmingham, Ala.
- Hann, Robert G., F. A. S., A. I. A., 700 Springfield Avenue, Summit, N. J.
- Hardcastle, Edward E., A. M., F. A. S., A. I. A., Actuary, Union Central Life Insurance Company, Cincinnati, O.
- Henderson, Robert, B. A., F. A. S., F. I. A., Actuary, Equitable Life Assurance Society, 165 Broadway, New York.
- Hildebrand, Charles, Ph. B., D. E., F. A. S., Assistant Actuary, Connecticut Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- \*Hoffman, Frederick L., Statistician, Prudential Insurance Company, Newark, N. J.
- \*Howe, Liverus H., Actuary, John Hancock Mutual Life Insurance Company, Boston, Mass.
- Hughes, Charles, A. A. S. Manager, The Workmen's Compensation Service and Information Bureau, 1 Liberty Street, New York City.
- \*Hunter, Arthur, F. A. S., F. F. A., A. I. A., F. S. S., Actuary, New York Life Insurance Company, 346 Broadway, New York City.



- Hunter, Robertson G., F. A. S., A. I. A. Associate Actuary,  
Germania Life Insurance Company, 50 Union Square, New  
York City.
- Huntington, Robert W. Jr., President, Connecticut General  
Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Hutcheson, William A., F. A. S., F. I. A., F. F. A., Actuary,  
Mutual Life Insurance Company, 34 Nassau Street, New York.
- \*Ireland, Oscar B., A. M., F. A. S., Actuary, Massachusetts  
Mutual Life Insurance Company, Springfield, Mass.
- Jackson, Charles W., M. A., A. A. S., Actuary, Greensboro  
Life Insurance Company, Greensboro, N. C.
- Joffe, Solomon A., M. Sc., F. A. S., Assistant Actuary, Mutual  
Life Insurance Company, 55 Cedar Street, New York City.
- Johnston, Frederick H., F. A. S., A. I. A., Associate Actuary,  
Prudential Insurance Company, Newark, N. J.
- Kilgour, David E., M. A., F. A. S., A. I. A., Actuary, North  
American Life Assurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Kime, Virgil M., Associate Actuary, American Central Life  
Insurance Company, Indianapolis, Ind.
- King, Walter I., Columbian National Life Ins. Co. Boston, Mass.
- Kirkpatrick, George H., F. A. S., Assistant Actuary, Prudential  
Insurance Company, Newark, N. J.
- Krause, Holger E., Assistant Actuary, Prudential Insurance  
Company, Newark, N. J.
- \*Linton, Morris A., Provident Life and Trust Company,  
409 Chestnut Street, Philadelphia, Pa.
- Linzmeier, Louis, F. F. S. Actuary, Manhattan Life Insurance  
Company, 66 Broadway, New York City.
- Loveland, Charles A., F. A. S., Actuary, North Western  
Mutual Life Insurance Company, Milwaukee, Wis.
- Lunger, John B., F. A. S., Vice-President, Travelers Insurance  
Company, Hartford, Conn.
- Macaulay, Thomas B., F. A. S., F. I. A., F. S. S., Managing  
Director, Sun Life Assurance Company, Montreal, Canada.
- Macdonald, William C., F. A. S., Actuary, Confederation  
Life Association, Toronto, Ontario, Canada.
- Macfarlane, William, New York Life Insurance Company,  
346 Broadway, New York.
- Maclean, Alexander T., Home Life Insurance Company,  
256 Broadway, New York City.

- Marshall, Elbert P., A. B., F. A. S., Vice-President, Union Central Life Insurance Company, Cincinnati, Ohio.
- Marshall, William A., F. A. S., Vice-President, Home Life Insurance Company, New York City.
- McAdam, Lucius, Actuary, United States Annuity and Life Insurance Company, Mc. Cormick Building, Chicago, Ill.
- McClintock, Emory, Ph. D., LL. D., F. A. S., F. I. A., Consulting Actuary, Mutual Life Insurance Company, New York.
- McKechnie, James B., M. A., F. A. S., A. I. A., Actuary, Manufacturers Life Insurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Mead, Franklin B., Secretary and Actuary, Lincoln National Life Insurance Company, Fort Wayne, Ind.
- Messenger, Hiram J. Ph. D., F. A. S., Actuary, Travelers Insurance Company, Hartford, Conn.
- \*Moir, Henry, F. A. S., F. F. A., F. I. A., Associate Actuary, Home Life Insurance Company, 256 Broadway, New York City.
- Moore, George C., A. A. S., A. I. A., Actuary and Assistant Manager, Imperial Life Assurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Morris, Edward B., Ph. D., F. A. S., Assistant Actuary, Travelers Insurance Company, Hartford, Conn.
- Morris, William O., A. A. S. Actuary, North American Life Insurance Company of Newark, Newark, N. J.
- Mowbray, Albert H., A. B., A. A. S., Consulting Actuary, 720 Crocker Buildings, San Francisco, California.
- Muckle, Charles P., A. B., A. A. S., Actuary, Union Life Assurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Murphy, Ray Dickenson, Actuary, Hartford Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Nichols, Walter S., A. M., F. A. S., Editor, Insurance Monitor, 100 William Street, New York City.
- Nitchie, Joseph H., A. B., Consulting Actuary, 19 South La Salle Street, Chicago, Ill.
- Niven, John B., C. A., C. P. A., A. A. S., 30 Broad Street, New York City.
- Papps, Percy C. H., F. A. S., A. I. A., Actuary, Mutual Benefit Life Insurance Company, Newark, N. J.
- Peiler, Maximilian H., F. A. S., Associate Actuary, Aetna Life Insurance Company, Hartford, Conn.



- \*Perrin, Oliver W., Assistant Actuary, Penn Mutual Life Insurance Company, Philadelphia, Pa.
- Phillips, Thomas A., B. A., A. A. S., A. I. A., Secretary and Actuary, Minnesota Life Insurance Company, St. Paul, Minn.
- Pipe, Sydney H., Actuary, Sovereign Life Insurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Rhodes, Edward E., F. A. S., Vice-President and Mathematician, Mutual Benefit Life Insurance Company, Newark, N. J.
- Rice, Harry I. B., A. M., A. A. S., Connecticut Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Richter, John G., F. A. S., General Manager and Supervising Actuary, London Life Insurance Company, London, Ontario, Canada.
- Rietz, H. L., 708 South Goodwin Avenue, Urbana, Ill.
- Roche, John Francis, F. A. S., Consulting Actuary, 55 Liberty Street, New York City.
- Rose, Douglas, H., A. A. S. President, Maryland Life Insurance Company, Baltimore, Md.
- Sanders, George W., A. B., F. A. S., Actuary, Michigan Mutual Life Insurance Company, Detroit, Mich.
- Sanderson, Frank, A. M., F. A. S., F. F. A., A. I. A., Actuary, Canada Life Assurance Company, Toronto, Ontario, Canada.
- Seitz, J. C., Actuary, Security Life Insurance Company, The Rookery, Chicago, Ill.
- \*Sheppard, Herbert N., B. A., F. A. S., A. I. A., Assistant Actuary, Home Life Insurance Company, 256 Broadway, New York.
- Stilwell, Samuel E., Ph. D. LL. B., F. A. S., Actuary, Insurance Department Columbus, Ohio.
- St. John, Howell W., Actuary, Aetna Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Tatlock, John, M. A., F. A. S., F. R. A. S., 141 Broadway, New York City.
- \*Thomas, Earl M., John Hancock Mutual Life Insurance Company, Boston, Mass.
- Thompson, John S., B. A., F. A. S., A. I. A., Assistant Actuary, Mutual Life Insurance Company, New York.
- Thomson, Gordon W., Actuary and Assistant Secretary, San Francisco Life Insurance Company, San Francisco, Cal.
- Torrey, Morris W., F. A. S., Vice-President, Manhattan Life Insurance Company, 65 Broadway, New York City.

- Vineberg, Harris E., Actuary and Secretary, The American Bankers Life Insurance Company, Chicago, Ill.
- \* Washburn, James H., A. A. S., Actuary and Assistant Treasurer, La-Latino Americana Life Ins. Company, 2nd Calle Capuchinas, No. 53, Apartado 11, Mexico City, Mexico.
- Washburne, Alva C., Actuary, Berkshire Life Insurance Company, Pittsfield, Mass.
- Weeks, Rufus W., F. A. S., A. I. A., Vice-President and Chief Actuary, New York Life Insurance Company, 346 Broadway, New York.
- Wegenast, George, F. A. S., Managing Director, Mutual Life Assurance Company of Canada, Waterloo, Ontario, Canada.
- \* Welch, Archibald A., A.B., F. A. S., 2nd Vice-President and Actuary, Phoenix Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Wells, Daniel H., Ph. B., C. E., F. A. S., Actuary, Connecticut Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Wing, Asa S., F. A. S., President, Provident Life and Trust Company, 409 Chestnut Street, Philadelphia, Pa.
- Withington, Frederic S., Actuary, Western States Life Insurance Company, San Francisco, Cal.
- Wolfe, S. Herbert, Consulting Actuary, 165 Broadway, New York City.
- Wood, Arthur B., A. B., F. A. S., F. I. A., Actuary, Sun Life Assurance Company, Montreal, Canada.
- Wood, William A. P., Actuary, Canada Life Assurance Company Toronto, Ontario, Canada.
- \* Woodward, George B., F. A. S., 3rd Vice-President, Metropolitan Life Insurance Company, 1 Madison Ave, New York City.
- Woodward, Joseph H., Ph. B., F. A. S., Auditor and Assistant Actuary, New York State, Insurance Department, 165 Broadway, New York.
- Wright, W. C., F. A. S., Consulting Actuary, 141 Milk Street, Boston, Mass.
- Young, William, F. A. S., F. F. A., Assistant Actuary, New York Life Insurance Company, 346 Broadway, New York.

Souscripteurs.

- Aetna Life Insurance Company, Hartford, Conn.
- Appel, D. F., Vice-President, New England Mutual Life Insurance Company, Boston, Mass.

- Barnett, Samuel, 1207 Candler Building, Atlanta, Georgia, U. S. A.  
Berkshire Life Insurance Company, Pittsfield, Mass.  
Bowerman, Judah P., F. A. I. A., Actuary, Southern States  
Mutual Life Insurance Company, Charleston, Kanawha Co.  
West Virginia.  
Confederation Life Association, Toronto, Ontario.  
Connecticut Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.  
Equitable Life Assurance Society, New York, N. Y.  
Fidelity Mutual Life Insurance Company, Philadelphia, Pa.  
Foster, A. D., President, New England Mutual Life Insurance  
Company, Boston, Mass.  
Franklin Life Insurance Company, Springfield, Ill.  
Germania Life Insurance Company, New-York City, N. Y.  
Institute of Actuaries (American) 29 So. La Salle Street, Chicago, Ill.  
Insurance Society of New York, New York City, N. Y.  
John Crearar Library, Chicago, Ill.  
Kansas City Life Insurance Company, Kansas City, Mo.  
Landis, Abb, Actuary, Nashville, Tenn.  
Library, Amos Tuck School, Hanover, N. H.  
Life Insurance Company of Virginia, Richmond, Va.  
London Life Insurance Company, London, Ontario, Canada.  
Manhattan Life Insurance Company, New York, N. Y.  
Mutual Benefit Life Insurance Company, New York.  
Mutual Life Insurance Company, New York, N. Y.  
New York Life Insurance Company, 346 Broadway, New York, N. Y.  
Nollen, Gerold S., Actuary, Equitable Life Insurance Company,  
Des Moines, Iowa.  
Nollen, Henry S., Actuary, Bankers Life Insurance Company,  
Des Moines, Ia.  
Pacific Mutual Life Insurance Company, Los Angeles, Cal.  
Penn Mutual Life Insurance Company, Philadelphia, Pa.  
Phoenix Mutual Life Insurance Company, Hartford, Conn.  
Prudential Insurance Company, Newark, N. J.  
Public Library of Boston, Boston, Mass.  
Public Library of Cincinnati, Cincinnati, Ohio.  
Public Library of Newark, Newark, N. J.  
Southern States Mutual Life Insurance Company, Charleston,  
Kanawha Co., W. Virginia.  
Southwestern Life Insurance Company Dallas, Dallas County,  
Texas, Southwestern Life Building.

Spectator Company (The), 135 William Street, New York.  
 Stein, Calvert F., Assistant Actuary, Maryland Life Insurance  
 Company, Baltimore, Md.  
 Taylor, C. G., South Atlantic Life Insurance Company, Rich-  
 mond, Va.  
 Union Central Life Insurance Company, Cincinnati, Ohio.  
 University of California, Berkeley, California.  
 University of Michigan, Ann Arbor, Mich.  
 University of Nebraska, Lincoln, Nebraska.  
 University of Toronto, Toronto, Ontario, Canada.

### France.

#### Adhérents:

Abragam, David, Paris, Rue le Peletier 1.  
 Achar, Marc Auguste, Vice Président de l'Institut des Actuaire  
 français, Paris, Rue de la Terrasse, 6<sup>bis</sup>.  
 Auterbe, Henri, Vérificateur au Contrôle Central des Sociétés  
 d'Ass. sur la vie, Paris, Avenue de Saxe, 44.  
 Balu, Henri, Actuaire pour l'Europe de l'Equitable des Etats Unis,  
 Paris, Rue de la Paix, 23.  
 Barriol, Alfred, Chef adjt. du Service de la Comptabilité générale  
 et des Finances à la Cie des chemins de fer P. L. M., Paris,  
 Rue Saint Lazare 88.  
 \*Bellom, Maurice, Professeur à l'Ecole Nationale Supérieure des  
 Mines, Paris XVII, Rue Daubigny 6.  
 Bertrand, Henry, Directeur de la Compagnie Union et Phénix  
 espagnol, Paris, Rue de l'Arcade 59.  
 Bizos, Edouard, Directeur de la Comp. d'Assurances sur la vie  
 „l'Aigle", Paris, Rue de Chateaudun 44.  
 Boudet, Maurice, Actuaire de la Comp. d'Assurances sur la vie  
 l'Urbaine, Paris, Rue de Clignancourt 20.  
 \*Bourgeois Gavardin, Actuaire, conseil adjt. du Musée  
 Social, Paris, Boulevard du Montparnasse 96.  
 Burin des Roziers, André, Directeur de la Compagnie „La  
 Providence Accidents", Paris, Rue de la Victoire 56.  
 Carré, Directeur des Compagnies d'Assurances sur la vie et  
 contre les Accidents „l'Abeille", Paris, Rue Taitbout 57.

- \*Chassériau, M., Inspecteur des finances, chef du contrôle des Assurances Privées, 34 Rue des Vignes, Paris.
- \*Chollet, Marcel, Actuaire du Crédit Foncier de France, Paris, Rue St. Lazare 14.
- Clamagirand, Henri, Jean, Actuaire adjoint de la „Nationale”, Paris, Rue Cler 18.
- \*Coquerel, Georges A., Commissaire Contrôleur des Sociétés d'Assurances contre les accidents du travail, Paris, Rue Madame 1.
- \*Cosmao Dumanoir, Chef de service à la Compagnie d'Assurances sur la vie „La Nationale”, Paris, Rue de la Nèva 3.
- \*Cuvillier, René, Directeur pour la France des Sociétés Constantia, 27 Place Sébastopol, Lille.
- Delmas, Lucien, Directeur de la Compagnie d'Assurances „La Préservatrice”, Paris, Rue Spontini 16.
- Demarchi, Fondé de pouvoir de la Compagnie d'Assurances La Providence vie, Paris, Rue de la Victoire 56.
- Denvil, Robert, Sous-Directeur des Compagnies d'Assurances sur la vie et contre les accidents „l'Abeille”, Paris, Rue Taitbout 57.
- \*Duplaix, Hector, Actuaire de la Compagnie d'Assurances Générales sur la vie, Paris, Rue de Richelieu 87.
- \*Duval Fleury, Emile, Paris, Avenue de l'Opéra 26.
- \*Fleury, Emile, Actuaire de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Le Phénix”, Paris, Rue Lafayette 33.
- Fontaine, Louis, Sous-Directeur de la Compagnie d'Assurances mutuelles sur la vie, „Le Conservateur”, Paris, Rue de la Pompe 10.
- François, Actuaire adjoint de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Le Phénix”, Paris, Rue Demarquay 18.
- Gaillard, Eugène, Actuaire de la Compagnie d'Assurances contre les accidents „La Préservatrice”, Paris, Boulevard de Clichy 8.
- Guieysse, Paul, Président de l'Institut des Actuaire français, ancien Ministre, Paris, Rue Dante 2.
- \*Jacob, Commissaire Contrôleur des Sociétés d'Assurances sur la vie, Paris, Boulevard Garibaldi 37.
- Kertanguy, Elie de, Directeur de la Compagnie d'Assurances générales sur la vie, Paris, Avenue Hoche 36.
- Lacourt, Emile, Actuaire de la Compagnie d'Assurances sur la vie Union et Phénix espagnol, Paris, Rue Blomet 130.
- Laudat, Sous-Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „La Foncière”, Paris, Rue Louis le Grand 17.

- Lefebvre, Charles, Paris, Rue de Lévis 41.
- Lefort, Joseph, ancien avocat au Conseil d'Etat et à la Cour de Cassation, Paris, Rue Blanche 54.
- Lenglet, Louis, Attaché à l'Actuariat de la New-York Life Ins. Cy., Paris, Rue des Abbesses 41.
- Leseur, Directeur du „Conservateur”, Paris, Rue Lafayette 18.
- Leyris, Directeur de la Société d'Assurances sur la vie „La Foncière”, Paris, Rue Louis le Grand 17.
- \* Manilève, Antoine, Chef de la Comptabilité de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Le Phénix”, Paris, Rue Théophile Gautier 10.
- \* Marie, Léon, Sous-Directeur de la Compagnie d'Assurances sur la vie „Le Phénix”, Paris, Rue de Châteaudun 28.
- Matignon, Ferdinand, Directeur des Compagnies d'Assurances sur la vie et contre l'incendie „Le Phénix”, Paris, Rue La Fayette 33.
- Mazel, Raymond, Directeur de la Cie du Soleil vie Paris, Rue de Châteaudun 44.
- Morand de la Perrelle, Inspecteur général à la Cie. d'Assurances sur la vie La Mondiale, Paris, Rue de Mézières 6.
- \* Picquet, Henry, Commissaire Contrôleur des Sociétés d'Assurances sur la vie, Paris, Rue de Mézières 10.
- Pothémont, Ernest, Sous-Chef de Bureau à la Caisse des Dépôts et Consignation, Paris, Boulevard Pasteur 25.
- Prétavoine, Charles, Directeur de la Cie. d'Assurances sur la vie l'Urbaine, Paris, Rue le Peletier 8.
- Provost, Professeur à l'Ecole supérieure pratique de commerce et d'Industrie, Paris, Avenue Gambetta 15.
- \* Quiquet, Albert, Actuaire de la Cie. d'Assurances sur la vie »La Nationale«, Paris, Boulevard St. Germain 92.
- \* Risser, René, Actuaire du Ministère du Travail, Paris, Rue Sédillot 5.
- \* Rode, Paul, Secrétaire général de la Cie. d'Assurances sur la vie »Union et Phénix espagnol«, Paris, Rue de l'Arcade 59.
- Tardieu, Directeur de la Cie. d'Assurances accidents »La Prévoyance«, Paris, Rue de Londres 23.
- Vanlaer, Maurice, professeur d'économie politique à la Faculté libre de droit de Lille, président du conseil d'administration de la Mondiale, Lille, Rue Nationale 104.
- \* Weber, Louis, Chef du Contrôle Central des Assurances sur la vie, Paris, Rue des Batignolles 75.



Souscripteurs.

- Comité permanent international des Assurances sociales, Paris  
4 Rue du Moulin-Vert.
- Compagnie française d'Assurances Populaires, Paris, Rue de  
Provence 60.
- Crédit Foncier de France, Paris, Rue des Capucines 19.
- Delmas, Lucien, Directeur de la Cie. d'Assurances »La Présér-  
vatrice«, Paris, Rue Spontini 16.
- Dulac, Léopold, Editeur de l'Institut des Actuaire français,  
Paris, Rue Lamartine 8.
- Guilhaume, Directeur agt. de la Cie. d'Assurances sur la vie  
»La Confiance«, Paris, Rue Favart 2.
- Marcoud, Directeur de la Séquayaise Assurances sur la vie,  
Paris, Rue St. Lazare 74.
- Nationale, La (Vie), Paris, Rue Pillet-Will 2.
- Oltomare, Actuaire de la Cie. d'Assurances sur la vie l'Union,  
Paris, Place Vendôme 9.
- Union, Cie. d'Assurances sur la vie, Paris, Place Vendôme 9.

Grande Bretagne

(*exclusif l'Ecosse*).

Adhérents.

- \*Ackland, Thomas Gans, F. I. A., Hon. F. F. A., F. A. S.,  
F. S. S., Consulting Actuary, 5 and 6 Clements' Inn, Strand,  
London W. C.
- Adlard, Howard Tindale, F. I. A., A. K. C., Assistant Actuary,  
Equitable Life Assurance Society, Mansion House Street,  
London E. C.
- \*Adlard, Stanley, F. I. A., A. K. C., London Life Association  
Limited, 81 King William Street, London E. C.
- Aldcroft, William Hancock, F. I. A., Actuary, Refuge Assurance  
Company, Oxford Street, Manchester.
- Allen, Arthur Gregory, F. I. A., Joint Actuary, Commercial  
Union Assurance Company, 24—26 Cornhill, London E. C.
- Allen, J., Mayhew, F. I. A., General Accident, Fire & Life Ass.  
Corp. Ltd., General Buildings, Perth, Scotland.
- Allin, Samuel John Henry Wallis, F. I. A., National Health  
Insurance Joint Committee, Buckingham Gate, London S. W.

- Anderson, William Smith, F. I. A., Joint Assistant Actuary,  
Gresham Life Assurance Society Limited, St. Mildred's House,  
Poultry, London E. C.
- \*Andras, Henry Walsingham, F. I. A., F. S. S., F. C. I. S.,  
A Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and  
Secretary, Alliance Assurance Company Limited (Provident  
Life Fund), 50 Regent Street, London W.
- \*Austin, Herbert Henry, F. I. A., Prudential Assurance Company  
Limited, Holborn Bars, London E. C.
- \*Bacon, James, F. I. A., Consulting Actuary, 141 Carlingford  
Road, West Green, London N.
- Baker, Henry James, F. I. A., Actuary, Metropolitan Life  
Assurance Society, 13 Moorgate Street, London E. C.
- \*Barrand, Arthur Rhys, F. I. A., Barrister-at-Law, Prudential  
Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Bearman, Harry, F. I. A., Actuary, Gresham Life Assurance  
Society Limited, St. Mildred's House, Poultry, London E. C.
- Bennell, Samuel Thomas, 9 St. Andrew Street, Holborn Circus,  
London E. C.
- Berry, Berry Alfred, B. A., F. I. A., Secretary, London  
Life Association Limited, 81 King William Street,  
London E. C.
- \*Besant, Arthur Digby, B. A., F. I. A., Actuary and Secretary,  
Clerical, Medical and General Life Assurance Society, 15  
St. James's Square, London S. W.
- Blanchard, Norman, F. I. A., Equity and Law Life Assurance  
Society, 18 Lincoln's Inn Fields, London W. C.
- Brown, Edward Harold, F. I. A., Prudential Assurance Company  
Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Brown, Henry B. A., F. I. A., Joint Assistant Actuary, Com-  
mercial Union Assurance Company Limited, 24—26 Cornhill,  
London E. C.
- Browne, Thomas G. C., F. I. A., Secretary, Guardian Assurance  
Company Limited, 11 Lombard Street, London E. C.
- Bull, Ernest James, F. I. A., Consulting Actuary, 12 King's  
Bench Walk, Temple, London E. C.
- \*Bumsted, David Alexander, F. I. A., Sparnon, Blyth Road,  
Bromley, Kent.
- \*Burn, Joseph, F. I. A., F. S. I., Actuary, Prudential Assurance  
Company Limited, Holborn Bars, London E. C.



- \*Butterfield, William Thomas, A. I. A., F. C. A., 9 Market Street, Bradford, Yorkshire.
- Byers, Frederick Timothy Mason, F. I. A., Assistant Actuary Clergy Mutual Assurance Society, 2 and 3 The Sanctuary, Westminster, London S. W.
- Clinton, Louis Ernest, F. I. A., Actuary, Provident Association of London Limited, Provident House, 246 Bishopsgate, London E. C.
- Cockburn, Henry, F. I. A., F. F. A., F. A. S., Life Manager and Actuary, North British and Mercantile Insurance Company Limited, 61 Threadneedle Street, London E. C.
- Collins, Frank Lakeman, F. I. A., Assistant Actuary, Clerical, Medical and General Life Assurance Society, 15 St. James's Square, London S. W.
- Coutts, Charles Ronald Vawdrey, F. I. A., Assistant Actuary, National Mutual Life Assurance Society, 39 King Street, Cheapside, London E. C.
- Craig, Robert Alexander, A. I. A., Actuary and Secretary, Abstainers and General Assurance Company Limited, 142 Edmund Street, Birmingham.
- Cross, Howard Turner, F. I. A., Assistant Actuary, Marine and General Mutual Life Assurance Society, 14 Leadenhall Street, London E. C.
- Cross, Robert, F. I. A., Actuary, Atlas Assurance Company Limited, 92 Cheapside, London E. C.
- \*Curjel, Harald Worthington, M. A., F. I. A., Actuary, „La Mexicana" Compania de Seguros sobre la Vida, Apartado 651, Mexico, D. F., Mexico.
- Day, Stanley, F. I. A., Actuary and Secretary, Marine and General Mutual Life Assurance Society, 14 Leadenhall Street, London E. C.
- Dewey, Thomas Charles, F. I. A., Chairman, Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Dougharty, Harold, A. I. A., F. S. S., F. C. I. S., Actuary, London and Lancashire Life and General Assurance Association Limited, 66—67 Cornhill, London E. C.
- Drake, Charles Clifford Hall, A. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- \*Dunn, Spencer Graeme, F. I. A., Consulting Actuary, 20 Harley Road, Hampstead, London.

- Farmer, Ernest Chattock, F. I. A., Secretary, National Amalgamated Approved Society, Euston Square, London N. W.
- Findlay, Alexander Wynand, LL. D., A. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Fippard, Richard Clift, F. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Foot, Herbert, B. A., F. I. A., Actuary, Northern Assurance Company, 1 Moorgate Street, London E. C.
- Fraser, Duncan Cumming, M. A., F. I. A. Actuary, Royal Insurance Company Limited, 1 North John Street, Liverpool.
- Fulford, Frederick Wesley, F. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Galer, Frederick Bertram, B. A., F. I. A., Assistant Actuary, Norwich Union Life Insurance Society, Norwich.
- Graham, James, F. I. A., F. F. A., Resident Manager, Mutual Life and Citizens' Assurance Company Limited, 17 Coleman Street, London E. C.
- Green, George, M. A., F. I. A., Joint Assistant Actuary, Union Life Branch of the Commercial Union Assurance Company, 1 and 2 Royal Exchange Buildings, London E. C.
- Gunningham, Sidney Joseph, B. Sc., F. I. A., Ecclesiastical Commission, Millbank, London S. W.
- \*Hallett, William Sebastian, M. A., F. I. A., A „Sul America”, Companhia de Seguros de Vida, Caixa Postal 971 Rio de Janeiro.
- Hardy, George Francis, F. I. A., Consulting Actuary, 31 Broad Street House, London E. C.
- \*Haycraft, William Melhuish, A. I. A., Prudential Assurance Company, Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Hemming, Arthur George, F. I. A., F. S. S. Actuary, London Assurance Corporation, 7 Royal Exchange, London E. C.
- Higham, Charles Daniel, F. I. A., F. A. S., 81 King William Street, London E. C.
- Hodgson, William Horsford, F. I. A., Phoenix Assurance Company Limited (Law Life Office), 187 Fleet Street, London E. C.
- Hovil, Lewis Frederick, F. I. A., Joint Honorary Secretary of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, National Provident Institution, 48 Grachechurch Street, London E. C.
- \*Howell, Charles Edward, M. A., LL. D., A. I. A., Resident Secretary, Standard Life Assurance Company, 59 Dawson Street, Dublin, Ireland.

- Hughes, William, F. I. A., F. A. S. (Since deceased).
- Hunt, Richard Aldington, A. I. A., F. S. S., General Manager Wesleyan and General Assurance Society, Steelhouse Lane, Birmingham.
- \*Jarvis, Sydney Harry, Assistant Secretary of the Institute of Actuaries, Staple Inn Hall, Holborn, London W. C.
- Jefferson, John Arthur, F. I. A., Secretary, Britannic Assurance Company, Broad Street Corner, Birmingham.
- Jellicoe, George Rogers, A. I. A., Secretary and General Manager, Eagle Insurance Company, 79 Pall Mall, London S.W.
- Jones, Leonard Alexander Mouat, F. I. A., Commercial Union Assurance Company Limited, 24—26 Cornhill, London E. C.
- Jones, Wallace Mouat, A. I. A., General Reversionary and Investment Company, 26 Pall Mall, London S. W.
- Justican, Edwin, F. I. A., F. S. S., Royal Societies' Club, St. James's St., London S. W.
- Kelham, Cyril Stephen, F. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Kenchington, Charles William, F. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- King, George, F. I. A., F. F. A., F. A. S., Consulting Actuary, 15 Walbrook, London E. C.
- Latta, Alexander, F. F. A., A. I. A., Branch Secretary, Guardian Assurance Company Limited, 28 King Street, Covent Garden, London W. C.
- Levine, Abraham, M. A., F. I. A., Actuary, Alliance Assurance Company Limited, 1 Bartholomew Lane, London E. C.
- Lidstone, George James, F. I. A., a Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, Equitable Life Assurance Society, Mansion House Street, London E. C.
- Lucey, Herbert, A. I. A., Assistant Actuary, General Life Assurance Company, 103 Cannon Street, London E. C.
- Lutt, Harold Edward William, F. I. A., Northern Assurance Company, 1 Moorgate Street, London E. C.
- McDonald, John, F. I. A., Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- McDougald, Alfred, A. I. A., Phoenix Assurance Company Limited, 5 King William Street, London E. C.
- Macnaghten, Stuart Edye, F. I. A., A. C. A., Joint Actuary, Standard Life Assurance Company, 3 George Street, Edinburgh.

- Macphail, Donald, F. I. A., F. F. A., Consulting Actuary, Sauers Buildings (P. O. Box 3571), Johannesburg South Africa.
- Makepeace, Francis Lucas, M. A., F. I. A., Consulting Actuary, 38 Church Street Liverpool.
- Maltby, Charles Hugh, F. I. A., North British and Mercantile Insurance Company, 61 Threadneedle Street, London E. C.
- \*Manly, Henry William, F. I. A., F. A. S., Consulting Actuary, Glenthorne, 157 Highbury New Park, London N.
- Marks, Geoffrey, F. I. A., a Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and Manager, National Mutual Life Assurance Society, 39 King Street, Cheapside, London E. C.
- \*Marr, Vyvyan, F. I. A., F. F. A., Actuary, United Kingdom Temperance and General Provident Institution, 196 Strand, London W. C.
- Maudling, Reginald G., F. I. A., Consulting Actuary, Messrs. R. Watson & Sons, St. Stephen's House, Victoria Embankment, Westminster, London S. W.
- May, George Ernest, F. I. A., Prudential Assurance Limited Holborn Bars, London E. C.
- May, Walter Thomas, F. I. A., Liverpool and London and Globe Insurance Company, 1 Dale Street, Liverpool.
- Miller, Neville, F. I. A., London Assurance Corporation, 7 Royal Exchange, London E. C.
- Molyneux, Arthur Ernest, F. I. A., Assistant Actuary, Provident Clerks' Mutual Life Assurance Association, 27—29 Moorgate Street, London E. C.
- Moon, James, A. I. A., J. P., Prudential Assurance Company Limited, 30 Dale Street, Liverpool.
- Moon, John, A. I. A., Pankhurst, Didsbury, Manchester.
- Moorhouse, Alfred, F. I. A., Actuary, Friends' Provident Institution, 45 Darley Street, Bradford, Yorkshire.
- Moran, Joseph Flack, F. I. A., Actuary, Reversionary Interest Society, 30 Coleman Street, London E. C.
- Morgan, Benjamin Charles, M. A., F. I. A., Joint Assistant Actuary, Commercial Union Assurance Company, Limited, 24—26 Cornhill, London E. C.
- Nash, Willie Oscar, F. I. A., Consulting Actuary, 5 and 6 Clement's Inn, Strand, London W. C.
- Nathan, Eric B., A. I. A., London and Lancashire Life and General Assurance Association Limited, 66—67 Cornhill, London E. C.

- Neill, Samuel Bennett, F. I. A., Actuary, China Mutual Life Insurance Company, Shanghai, China.
- Newman, Philip Lewin, B. A., F. I. A., Actuary, Yorkshire Insurance Company, St. Helen's Square, York.
- Nightingale, Harry Ethelston, F. I. A., Actuary, Royal Exchange Assurance Corporation, Royal Exchange, London E. C.
- Oakley, Henry John Percy, F. I. A., North British and Mercantile Insurance Company, 61 Threadneedle Street, London E. C.
- \*Pagden, Lionel King, A. I. A., Actuary, Union Life Branch of the Commercial Union Assurance Company Limited, 1 and 2 Royal Exchange Buildings, London E. C.
- Peele, Thomas, A. I. A., 37 Rosebery Street, Manchester.
- Penman, William Jr., F. I. A., Atlas Assurance Company Limited, 92 Cheapside, London E. C.
- \*Peters, Charles Furness, A. I. A., Actuary, Liverpool Victoria Legal Friendly Society, St. Andrew Street, Holborn Circus, London E. C.
- \*Phelps, William Peyton, M. A., F. I. A., a Vice-President of the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, Equity and Law Life Assurance Society, 18 Lincoln's Inn Fields, London W. C.
- \*Rietschel, Hermann Julius, F. I. A., Sun Life Assurance Society, 63 Threadneedle Street, London E. C.
- Rusher, Edward Arthur, F. I. A., F. S. S., Assistant Actuary, Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Ryan, Sir Gerald Hemmington, F. I. A., F. A. S., General Manager, Phoenix Assurance Company Limited, 19 Lombard Street, London E. C.
- Salmon, Richard George, F. I. A., F. S. S., Actuary Sun Life Assurance Society, 63 Threadneedle Street, London E. C.
- \*Savery, Robert S. B., A. I. A., Gresham Life Assurance Society, 30 Rue de Provence, Paris, France.
- Savory, Donald Stuart, B. A., A. I. A., 37 Churchill Road, Boscombe, Hants.
- \*Schooling, Frederick, F. I. A., F. A. S., President of the Institute of Actuaries, a Director of the Prudential Assurance Company Limited,\* Holborn Bars, London E. C.
- Scott, Albert George, A. I. A., General Manager, English and Scottish Law Life Assurance Association, 33 St. James's Square, London S. W.

- Searle, George Morley, F. I. A., Sun Life Assurance Society,  
63 Threadneedle Street, London E. C.
- Sellar, Alexander S., A. I. A., 17 Coleman Street, London, E. C.
- \*Sharman, William Charles, F. I. A., Prudential Assurance  
Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Somerville, William Finlay, F. I. A., Actuary, Liverpool and  
London and Globe Insurance Company, 1 Dale Street, Liverpool.
- Spencer, John, F. I. A., Actuary, English and Scottish Law Life  
Assurance Association, 33 St. James's Square, London S. W.
- Spurgeon, Ernest Frank, F. I. A., Prudential Assurance Com-  
pany Limited, Holborn Bars, London E. C.
- Stirling, James, F. F. A., Sub-Manager, Law Union and Rock  
Insurance Company, Chancery Lane, London W. C.
- Stirling, Robert, F. I. A., F. F. A., Deputy General Manager,  
Law Union and Rock Insurance Company, Chancery Lane,  
London W. C.
- Straker, Edward Robert, F. I. A., Actuary, Phoenix Assurance  
Company Limited, 70 Lombard Street, London E. C.
- Strong, William Richard, F. I. A., Actuary, London Guarantee  
and Accident Company Limited, 42-45 New Broad Street,  
London E. C.
- Stutfield, Martin, A. I. A., Consolidated Assurance Company,  
9 Fleet Street, London E. C.
- \*Symmons, Frank Percy, F. I. A., Prudential Assurance  
Company Limited, Holborn Bars, London E. C.
- \*Tarn, Arthur Wyndham, F. I. A., Guardian Assurance Company  
Limited, 28 King Street, Covent Garden, London W. C.
- Thiselton, Herbert Cecil, F. I. A., F. F. A., F. A. S., Life  
Manager and Actuary, Commercial Union Assurance Company  
Limited, 24-26 Cornhill, London E. C.
- Thomas, Ernest Charles, F. I. A., Joint Assistant Actuary, Gresham  
Life Assurance Society, St. Mildred's House, Poultry, London E. C.
- Thomson, Herbert Archer, F. I. A., Consulting Actuary, 3  
King's Bench Walk, Temple, London E. C.
- Thorne, Alfred Charles, F. I. A., Assistant Actuary, Equity and Law  
Life Assurance Society, 18 Lincoln's Inn Fields, London W. C.
- \*Tilt, Robert Ruthven, F. I. A., Joint Honorary Secretary of  
the Institute of Actuaries, Actuary and Secretary, General  
Reversionary and Investment Company Limited, 26 Pall  
Mall, London S. W.



- Tinner, Thomas, F. I. A., Comptroller's Department, London County Council, Spring Gardens, London S. W.
- Todhunter, Ralph, M. A., F. I. A., Actuary and Secretary, University Life Assurance Society, 25 Pall Mall, London S. W.
- Trouncer, Harold Moltke, M. A., F. I. A., Manager, London Life Association Limited, 81 King William Street, London E. C.
- Vincent, Frederick James, A. I. A., F. S. S., Pearl Life Assurance Company, London Bridge, London E. C.
- Wansbrough, Thomas Percy, A. I. A., Branch Secretary, English and Scottish Law Life Assurance Association; British Law Fire Insurance Company Limited, 37 Queen Victoria Street, London E. C.
- Wares, Harold Wallace, F. I. A., Assistant Actuary, Yorkshire Insurance Company Limited, Bank Buildings, Princes Street, London E. C.
- Warner, Samuel George, F. I. A., Honorary Treasurer of the Institute of Actuaries, Actuary, Law Union and Rock Insurance Company, Chancery Lane, London W. C.
- Watson, Alfred William, F. I. A., Actuary, National Health Insurance Joint Committee, Buckingham Gate, London S.W.
- \*Watson, James Douglas, F. I. A., F. A. S., Manager, Star Assurance Society, 32 Moorgate Street, London E. C.
- Weatherill, Henry, F. I. A., Actuary, National Debt Office, 19 Old Jewry, London E. C.
- Webb, Lloyd, A. I. A., Commercial Union Assurance Company Limited, 24-26 Cornhill, London E. C.
- Williams, Frederick Alfred, A. I. A., F. A. S., F. S. S., General Manager and Actuary, „La Nacional” Compania de Seguros sobre la Vida, Apartado, 1420, Mexico, D. F., Mexico.
- Wilson, Robert, Jr., F. I. A., Actuary, General Assurance Company, 103 Cannon Street, London E. C.
- Woods, Arthur Biddle, A. I. A., Assistant Actuary, Law Union and Rock Insurance Company, Chancery Lane, London W.C.
- Woods, Bernard, A. I. A., Secretary, Metropolitan Life Assurance Society, 13 Moorgate Street, London E. C.
- \*Woods, Ernest, F. I. A., F. A. S., Actuary, Guardian Assurance Company Limited, 11 Lombard Street, London E. C.
- Wyatt, Frank Bertrand, F. I. A., F. A. S., Actuary and Manager, Clergy Mutual Assurance Society, 2 and 3 The Sanctuary, Westminster, London S.W.



Workman, William Arthur, F. I. A., Secretary, Legal dan  
General Life Assurance Society, 10 Fleet Street, London E.W.  
Young, Arthur Stanley, F. I. A., 3 East Bank, Stamford Hill,  
London N.

Souscripteurs.

Alliance Assurance Company Limited, 1 Bartholomew Lane,  
London E. C.  
Clerical, Medical and General Life Assurance Society, 15 St. James's  
Square, London S.W.  
Commercial Union Assurance Company Limited, 24—26 Cornhill,  
London E. C.  
Eagle Insurance Company, 79 Pall Mall, London S.W.  
Equity and Law Life Assurance Society, 18 Lincoln's Inn Fields,  
London W.C.  
Friends' Provident Institution, 45 Darley Street, Bradford, Yorkshire.  
Guardian Assurance Company Limited, 11 Lombard Street,  
London E. C.  
Institute of Actuaries, Staple Inn Hall, Holborn, London, W. C.  
Liverpool and London and Globe Insurance Company, 1 Dale  
Street, Liverpool.  
London and Lancashire Life and General Assurance Association  
Limited, 66 and 67 Cornhill, London E. C.  
London Life Association Limited, 81 King William Street,  
London E. C.  
Metropolitan Life Assurance Society, 13 Moorgate Street,  
London E. C.  
Mutual Life and Citizens' Assurance Company Ltd. (of Australia)  
17 Coleman Street, London E. C.  
National Mutual Life Assurance Society, 39 King Street, Cheapside,  
London E. C.  
Nicholl, Charles, Carlyon, 19 Gloucester Walk W., London.  
North British and Mercantile Insurance Company, 61 Threadneedle  
Street, London E. C.  
Northern Assurance Company, 1 Moorgate Street, London, E. C.  
Phoenix Assurance Company Limited, 70 Lombard Street,  
London E. C.  
Prudential Assurance Company Limited, Holborn Bars, London E. C.  
Royal Insurance Company Limited, 1 North John Street, Liverpool.  
Star Assurance Society, 32 Moorgate Street, London E. C.

United Kingdom Temperance and General Provident Institution,  
196 Strand, London W. C.  
Yorkshire Insurance Company Limited, St. Helen's Square, York.

## Hongrie.

### Adhérents.

- \* Altenburger, Julius, Direktor der „Hungaria“, allgemeine Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Károly körút 2.
- \* Arany, Daniel, Professor, Budapest, VII. Rákócy út 38.
- \* Arany, Irma, Mathematikerin, Budapest, VII. Rákócy út 38.
- Balaban, Adolf, Generaldirektor-Stellvertreter der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- \* Bogyó, Samuel, Königl. Rat, Professor an der Handels-Akademie, Budapest, VI. Munkácsy-utca 22.
- Friedländer, Isidor, Direktor der „Unio“ Lebens- u. Kinder Versicherungs-Anstalt a. G., Budapest, VI. Teréz-körút 40.
- \* Gergely, Theodor, Direktor der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- \* Goldziher, Karl Dr., Priv. Dozent an der technischen Hochschule, Professor an der kön. ung. Bürgerschullehrer-Bildungsanstalt, Budapest, VII. Holló-utca 4.
- \* Gyulai, Alfred, Vize-Direktor der „Assicurazioni Generali“ Vermező-ut, Budapest 1.
- Hajduska, Albert, Subdirektor der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- Havas, Max, Professor, General-Sekretär der Vaterländischen allgemeinen Militär Versicherungs-A. G., Budapest, Váci-körút 78.
- \* Horvat, Leopold, Dr., Budapest V, Josefsplatz 14.
- Kállay, Béla, Chefmathematiker der Ungarischen Lebens- und Renten Versicherungs-Anstalt, Budapest. VI. Andrássy-út 8.
- Klang, Fritz, Mathematiker der „Hungária“, Allgemeine Assekuranz Gesellschaft, Budapest IV.
- Kornis, M. Michaël, Direktor der „Hungária“ allgemeine Assekuranz Gesellschaft, Budapest, IV. Károly-körút 2.
- \* Láng, Josef, Direktor der Versicherungs-Genossenschaft der Landwirte, Budapest, VIII. Baross utca 10.

- Mihályi, Zoltán, Direktor der Ungarisch-französischen Versicherungs-Aktiengesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- Ormody, Wilhelm v., Mitglied des ungarischen Magnatenhauses, General-Direktor der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- \*Poll, Emerich, Subdirektor der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- Poór, Jakab, Direktor für Ungarn der k. k. priv. Assicurazioni Generali, Budapest, V. Dorottya-utca 10.
- Radó, Béla, Direktor des Landesvereines der Finanzinstitute Budapest, VI. Izabella u. 65.
- Rajner, Béla, Dr., Advokat, Budapest, VI. Nagy-János utca 45.
- \*Raffmann, Jakob, Dr., Mathematiker der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- \*Reinitz, Ernő, Prokurist der „Foncière“, Pester Versicherungs-Anstalt, Budapest, V. Sas-utca 10.
- Ribári, Moritz, Direktor der „Foncière“, Pester Versicherungs-Anstalt, Budapest, V. Sas-utca 10.
- Róna, Marc, Subdirektor der Ersten ungarischen allgemeinen Assekuranz-Gesellschaft, Budapest, IV. Vigadó-tér 1.
- Rósa, Franz, Dr., Advocat, Budapest, IV. Reáltanoda utca 18.
- Rubinek, Julius von, Direktor des Ungarischen Landes-Agrikultur-Vereines, Verwaltungsrat der Versicherungs-Genossenschaft der Landwirte, Budapest, IX. Köztelek utca 8.
- \*Sándor, Paul, Direktor für Ungarn der Frankfurter Transport-, Unfall- und Glasversicherungs-Gesellschaft, Budapest, V. Gizella-tér, Palais Haas.
- Sarbó, Leo v., Direktor der „Foncière“, Pester Versicherungs-Anstalt, Budapest, V. Sas utca 10.
- \*Schanzer, Ernő, geschäftsführender Dirigent der „Minerva“ allgemeine Versicherungs-Aktiengesellschaft, Budapest, V. Eötvös-tér 2.
- \*Szatmari, Alexander, Chefredakteur des „Magyar Kereskedelem és pénzügy“, Korrespondent des „Pesti Hírlap“, Budapest VIII, Bezerédi-utca 4.
- Sós, Ernest, Dr., Advocat, Budapest, VI. Andrássy út 48.
- \*Török, Eugen Endre, Redakteur der „Biztosítási és közgazdasági Lapok“, Budapest, VII. Vörösmarty utca 43.
- Vargha, Alexander, Direktor der Ungarischen Lebens- und Renten Versicherungs-Anstalt, Budapest, VI. Andrássy-út 8.

Vasvári, Tibor, Mathematiker der „Foncière“ Pester Versicherungs-Anstalt, Budapest, V. Sas-utca 10.

Wagner, Johann Dr., Mathematiker der „Nationale“ Unfallversicherungs-Aktiengesellschaft, Budapest, VII. Erzsébet-körút 13.

#### Souscripteurs.

Hungaria, Allgemeine Assekuranz Gesellschaft, Budapest IV Karoly-körút 2.

Hauptstädtische Bibliothek, Budapest.

Königl. Ungar. Ackerbauministerium, Budapest.

Königl. Ungar. Handelsministerium.

Königl. Ungar. Justizministerium.

Robitsek, Heinrich Franz, Direktor der Lebensversicherungs-Gesellschaft „Dordrecht“, Budapest V. Marokkai-utca 2.

#### Italie.

##### Adhérents:

\* Basevi, Cav. Achille, Piazza Duomi 19, Milano.

Besso, Comm. Marco, Presidente Soc. An. Italiana Assicurazione Infortuni, Roma.

Bocchi, Camillo, Gerente della Società d'Assicurazioni „La Fondiaria“, Piazza Vittorio Emanuele 6, Firenze.

Bocconi, Luigi, Università Commerciale, Milano.

Bottini, Prof. Rag. Pietro, Via Giulini 7, Milano.

\* Calamani, Giulio, Cav. Dott., Secrétaire au Ministère de l'Agriculture, Roma.

\* Camanni, Vincenzo, Cav. Dott., Directeur en Chef de la section „Previdenza ed Assicurazioni Sociali“ du Ministère de l'Agriculture, Roma.

Canzi, Luigi, Senatore, Via Cappuccio 21, Milano.

\* Cappella, Giulio, Via Bossi 4, Milano.

Carmine, Pietro, On. Comm. Ing., Député, Milano.

Carsana, Martino, Via T. Tasso 16, Bergamo.

Colombo, G. B., Avv. Cav., Directeur de la „Popolare Vita“, Milano.

\* Daninos, Cav. de, Via Manzoni 38, Milano.

Diez, Ermanno; della Spett. Riunione Adriatica di Sicurtà, Milano.

Facta, S. E., l'On. Ministro delle Finanze, Roma.

- Ferrario, R., Cav. uff. Rag., della Banca Popolare di Milano,  
Via St. Paolo 12, Milano.
- \*Greco, Eugenio, Rag. Prof. Consigliere della Popolare Vita,  
Milano.
- Guasti, Cav. Federico, Avv., Via Clerici 2, Milano.
- Joel, Otto, Comm., Consigliere Delegato della Banca Commer-  
ciale Italiana, Milano.
- Luzzatti, Luigi, S. E., l'On Prof., Roma.
- Mangili, Cesare, Senatore, Presidente della Banca Commerciale  
Italiana, Roma.
- Medolaghi, Paolo, Dott., Via Minghetti 17, Roma.
- \*Messa, Emilio, Ing. Direttore della Soc. „La Concordia", Milano,  
Piazza Cavour 5.
- Michel Paolo, Dr. de la Fondiaria Vita, Firenze.
- Paretti, Orazio, Cav., Cassa Nazionale Infortuni, Roma.
- Pavia, Giovanni, Ing. Comm., Milano.
- Perazzi, Valeriano, Cav., Torino.
- Perozzo, Luigi, Comm. Ing., Conservatore delle Ipoteche, Milano.
- \*Piazza, Saul, Prof., Corso Magenta 27, Milano.
- Sestilli, Gino, Dott., Attuario della Societa d'Assicurazioni di  
Milano.
- Terni, Girolamo, Cav., 2 Piazza Cordusio, Milano.
- \*Toja, Guido, Prof. Comm. Ing. Direttore Generale della Comp.  
di Assic. „La Fondiaria", Firenze.
- Weil, Federico, Comm. Consigliere Delegato della Banca Com-  
merciale Italiana, Roma.

#### Souscripteurs:

- Amministrazione della Cassa Depositi e Prestiti e degli Istituti  
di Previdenza, Roma.
- Camera di Commercio di Roma, Roma.
- Unione delle Camere di Commercio, Roma.

---

#### Japon.

#### Adhérents:

- Abe, Taizo, President of the Meiji Life Ass. Co., 1 Yaesucho,  
Kojimachiku, Tokyo.
- Aso, Giichiro, Chiyoda Life Ins. Co., Tokyo.

- Awadzu, Kiyosuke, President of Nippon Accident Insurance Co.,  
1 Misakicho 3chome, Kanda, Tokyo.
- Ebihara, Suketaro, Actuary in Meiji Life Assurance Co., 1  
Yaesucho, Kojimachika, Tokyo.
- Fukuhara, Arinobu, President of the Teikoku Life Ins. Co., Tokyo.
- Hashimoto, Shigeyuki, Manager of the Nippon Life Assurance  
Co., Imabashi, 4chome, Osaka.
- Hirasawa, Makoto, Deido Life Insurance Co., Edohari, Kamidori,  
Nishiku, Osaka.
- \*Imaizumi, Jokichi, Dr., z. Z. Bruchsalstr. 3, Wilmersdorf, Berlin.
- Ike da Rinichi, Manager of the Misshu Life Ins. Co., Sojurocho,  
Kyobashi, Tokyo.
- Ishikawa, Bungo, Tokio Higher Commercial School, Tokio.
- \*Ishioka, Shigetaro Dr., Chefarzt der l. Lebensversicherungsgesellschaft auf Gegenseitigkeit in Tokio, z. Z. Emminghausstr.  
14, Gotha.
- Isogai, Keinosuke, Actuary of Shinshu-Shinto Life Insurance  
Co., Kyoto.
- Ito, Mantaro, Actuary in the Insurance Bureau of the Japanese,  
Government, 36 Yamazato, 3 Yara Ushigome, Tokyo.
- Kataoka, Naoharu, President of the Nippon Life Assurance Co.,  
Imabashi, 4chome, Osaka.
- Kawamura, Shinzo, Actuary of the Yokohama Life Ins. Co.,  
Yokohama.
- Kitazato, Sakao, General Manager of the Teikoku Life Assurance Co., Tokyo.
- Kubota, Takaziro, Actuary of the Teikoku Life Assurance Co.,  
Tokyo.
- \*Miura, Joshimichi, Dr. jur., z. Z. Braustr. 1<sup>1</sup>, Leipzig.
- Morimura, Kinzo, Actuary of the Nippon Life Assurance Co.,  
Imabashi 4chome, Osaka.
- Mourassé, H. O., Manager of the Teikoku Marine Ins. Co.,  
24 Harukimachi 3chome, Hongo, Tokyo.
- \*Nakamatsu, Kametaro, z. Z. Kreuzbergweg 3, Göttingen.
- Schida, Kotaro, L. L. D., Prof. at the Higher Commercial School,  
Koishikawa-tu Daimachi 3chome Tokyo.
- \*Shimamura, Tasaburo, Chief of the Insurance Bureau of the  
Japanese Government, 116 Benteweho, Uskigomeki, Tokyo.
- Shimomoura, Director of the Post Office Savings Bank of  
Japan, Tokio, Japan.

- \*Takatsuji, R. Dr. Jur., Tokyo, z. Z. Braustr. 11, Leipzig.  
 Tamaki, T., Djiudju Life Ins. Co., 3 Uchisaiwaicho Ichome  
 Tokyo.  
 Yano, Tsuneta, First Mutual Life Ins. Co., Nihonbashi, Tokyo.

### Souscripteurs.

- Aikoku Life Insurance Comp. Honzaimokucho, 2 Nihonbashiku,  
 Tokyo.  
 Banzai Life Ins. Co. Honzaimokucho Ichome, Nihonbashiku, Tokyo.  
 Djiudju Life Insurance Co., 3 Uchisaiwaichu ichome, Tokyo.  
 Fuji Life Insurance Co., 1 Yurakucho, Tokyo.  
 Furasawa J., Branch Office of the Nippon Lite Ins. Co.  
 Setomonochu, Nihonbashi, Tokyo.  
 Kondo Tokuziro, 3chome Sakaemachi, Nagoya.

## Luxembourg (Grand Duché de).

### Adhérents:

- Eyschen, Paul, Ministre d'Etat, Président du Gouvernement à  
 Luxembourg.  
 Mongenast, Mathias, Directeur-Général des Finances à Luxem-  
 bourg.  
 \*Waha, Raymond de, Professeur d'économie politique à l'Université  
 de Munich, Rue Pierre 1, Luxembourg.

## Norwège.

### Adhérents:

- Alme. Helge, Direktor der „Kristiania Kommunale Pensionskasse”,  
 Kristiania, Akersgaten 55.  
 \*Guldberg, Alf, Dr., Direktionsmitglied der „Norske Liv”  
 Kristiania, Villa „Spes”.  
 Hansson, M. S., Direktor, der „Idun” Kirkegaden 21, Kristiania.  
 Hjorth, Jens, Actuar der „Idun”, Kirkegaden 21, Kristiania.  
 \*Holtsmark, G., Dr., Actuar der „Fram”, Kongensgd. 14,  
 Kristiania.  
 Johannessen, N. M., Direktor der „Hygea”, Smaastranden 13,  
 Bergen.



- \* Meidell, Birger, Actuar der „Norske Liv“, Drammensveien 21, Kristiania.  
 Munthe-Kaas, P., Director der „Fram“, Kongensgade 14, Kristiania.  
 Öien, Andr., Actuar der „Idun“ Kirkegaden 21, Kristiania.  
 \* Richardt, Thy., Majorstuveien 12, Kristiania.  
 Schjöll, Oscar, Direktor der „Den Norske Enkekasse“ Keyserstgt. 8, Kristiania.  
 Skjönsberg, Gunnar, Actuar der „Gjensidige“, Majorstuveien 13, Kristiania.  
 Vig, Christian, Director der Norröna, Kirkegaden 20, Kristiania.

#### Souscripteurs:

- Folkepensionskasse „Glitne“, Drammensveien 4, Kristiania.  
 „Norske Liv“, Drammensveien 21, Kristiania.  
 Skjönsberg, Gunnar, Majorstuveien 13, Kristiania.

### Nouvelle Zélande.

#### Adhérents:

- Fox, Morris, Government Insurance Department, Terrace Gardens, Wellington.  
 Mc. Arthur, H. de C., Provident Life Assurance Company, Dunedin, New Zealand.  
 Registrar of Friendly Societies, Wellington, New Zealand.  
 Richardson, Josephus H., Government Insurance Commissioner Khandallah, Wellington, New Zealand.

#### Souscripteur:

- High Commissioner for New Zealand, Westminster Chambers, 13 Victoria Street, London, S. W.

### Pays-Bas.

#### Adhérents:

- \* Adams Jr., J., Wiskundige der Rotterdamsche Levensverzekering Maatschappij, Spoorsingel 62a, Rotterdam.  
 Backer, Jhr. Mr. F. G. W. J., Directeur der Hollandsche Alge-

- meene Verzekeringsbank, Juliana van Stolberglaan 15, 's-Gravenh.
- \* Bakker, B., Directeur voor Nederland der Berlijnsche Levensverzekering Maatschappij (Alte Berlinische von 1836), Prinsengracht 802, Amsterdam.
- \* Bal, J., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Holland”, Keizersgracht 292, Amsterdam.
- \* Beekman, Dr. E. H. M., Wiskundig Adviseur der Onderlinge Levensverzekering Maatschappij „'s-Gravenhage”, Koornmarkt 47a, Delft.
- \* Belt, H. A. van den, Wiskundige der Verzekeringsbank „Kosmos”, Boschlaan 21, Zeist.
- \* Bemmelen, H. M. van, Directeur der Tweede Hollandsche Maatschappij van Levensverzekering, Spruytenboschstraat 11, Haarlem.
- \* Berg, J. N. van den, Directeur der „Globe”, Maatschappij van Verzekering, Plaats 11a, 's-Gravenhage.
- Bergansius, J. W., Directeur der „Oranje-Nassau Levensverzekering”, Frederiksplein 51, Amsterdam.
- Bergen Walraven Jr., G. W. van, Directeur der Hollandsche Algemeene Verzekeringsbank, Warande 57, Schiedam.
- \* Berkhout, H. A., Chef van het Statistisch Bureau a. h. Departement van Koloniën, Cornelis Speelmanstraat 22, 's-Gravenhage.
- Beucker Andreae, H., Directeur der Alg. Friesche Levensverz.-Mij., Stationsweg 2, Leeuwarden.
- Beucker Andreae, Mr. J. H., Adj.-Directeur der Algemeene Friesche Levensverzekering-Maatschappij, van Swietenstraat 2, Leeuwarden.
- \* Binger, Maurits, Uitgever, Nieuwe Gracht 57, Haarlem.
- \* Blankenberg, J. F. L., Directeur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Vondelstraat 95, Amsterdam.
- \* Boers, Henri, Directeur der Ned. Levensverzekering- en Lijfrentebank, Toussaintkade 63, 's-Gravenhage.
- \* Boers, Henri Jr., Adjunct-Directeur der Ned. Levensverzekering- en Lijfrentebank, Stephensonstraat 15, 's-Gravenhage.
- \* Boers, Mr. S., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Dordrecht”, Singel 163h, Dordrecht.
- \* Bok, Mr. Dr. W. P. J., Directeur der Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij op het Leven, Laan Copes van Cattenburch 50, 's-Gravenhage.

- \* Bolt, Dr. J. C., Wiskundige der Onderlinge Levensverzekering Maatschappij „Tot Nut en Voordeel”, Rochussenstraat 227 b, Rotterdam.
- \* Bonnike, J. E. J., Directeur der Levensverzekering-Bank „Amsterdam”, Heerengracht 213, Amsterdam.
- \* Bönninghausen, Jhr. E. M. Th., Directeur voor Nederland en België der Onderlinge Levens-, Pensioen- en Rente-Verzekering-Maatschappij „Iduna”, Heerengracht 450, Amsterdam.
- \* Borgesius, Mr. H. Goeman, Directeur der Eerste Nederlandsche Verzekering-Maatschappij, Lid van de Tweede Kamer der Staten-Generaal, Bezuidenhout 271, 's-Gravenhage.
- Bosch, Mr. J. D. P. ten, Oud-Directeur der Onderlinge Levensverzekering Maatschappij „'s-Gravenhage”, Sweelinckstraat 158, 's-Gravenhage.
- \* Bosman, Jacob, accountant, Noordblaak 35a, Rotterdam.
- Bouwman, Dr. W., Wiskundig Adviseur der Hollandsche Algemeene Verzekeringsbank, Nieuwe Haven 129, Schiedam.
- \* Brunsting, J., Directeur der Eerste Rotterdamsche Maatschappij van Verzekering op het Leven, Claes de Vrieselaan 141a, Rotterdam.
- Coert, Dr. J., Geneeskundig Adviseur der Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij, Borweg 5, 's-Gravenhage.
- Colombijn, Mr. L. W. A., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Dordrecht”, Singel 294, Dordrecht.
- \* Deurink, P., Adjunct Directeur der Eerste Nederlandsche Verzekering Maatschappij, Heerenstraat 179, Voorburg.
- \* Doorenbos, M. J., Assurateur, Bussum.
- \* Dorsten, Dr. R. H. van, Wiskundige der Nationale Levensverzekering-Bank, Voorschoterlaan 74, Rotterdam.
- \* Doyer, H., Inspecteur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Wilhelminastraat 14, 's-Gravenhage.
- \* Drent, Enno Jans, Hoofdamtenaar der Nederlandsche Levensverzekering- en Lijfrentebank, Jan Luyckenstraat 33, Amsterdam.
- \* Drukker, N., Directeur voor Nederland der Eerste Oostenrijksche Verzekering Maatschappij tegen Ongelukken te Weenen, Damrak 98, Amsterdam.
- Dijkmeester, J. C., Secretaris der Directie van de Nederlandsche Algemeene Maatschappij van Levensverzekering „Conservatrix”, Sarphatistraat 1c, Amsterdam.
- \* Egmond, A. A. J. van, Administrateur-Wiskundige der Utrechtsche

- Levensverzekering Maatschappij, J. M. Kemperstr. 6, Utrecht.
- \*Eisma, H., Directeur der Algemeene Verzekering Maatschappij „de Philantroop”, Bolsward.
- \*Eldik, Dr. A. van, Actuaris der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Damrak 74, Amsterdam.
- \*Fikken, J. G., Assurateur, Kerkstraat 152/156, Amsterdam.
- \*Fischer, Dr. Melchior, Hoofdambtenaar der Nederlandsche Levensverzekering- en Lijfrente Bank, Willemsparkweg 160, Amsterdam.
- Fockema, Mr. H. W., Directeur der Maatschappij van Levensverzekering „Vesta”, Warnsborn, Arnhem.
- \*Francken, Mr. P. A., Directeur der Onderlinge Levensverzekering Maatschappij „'s-Gravenhage”, Zeestraat 22 's-Gravenhage.
- \*Goens, J. C. van, Directeur der Onderlinge Levensverzekering van „Eigen Hulp”, Kortenaerkade 3, 's-Gravenhage.
- \*Goey, A. H. J. de, Secretaris der Onderlinge Levensverzekering van „Eigen Hulp”, Westeinde 52, 's-Gravenhage.
- \*Graaf, J. E. de, Directeur der Maatschappij van Levensverzekering „Vesta”, Jans Buiten Singel 5, Arnhem.
- \*Greve, B. de, Ruysdaelkade 27 B, Amsterdam.
- Grinten, Dr. W. A. E. A. van der, Chef van Organisatie der Assurantie Maatschappij „de Nederlanden” van 1845, Frankenstraat 4, Scheveningen.
- Haaften, Dr. M. van, Buiksloot bij Amsterdam.
- \*Harms Tiepen, J. J., Directeur der Amsterdamsche Paarden en Veeverzekering, Overtoom 217, Amsterdam.
- \*Hemmes, J. J., Directeur der Onderlinge Levensverzekering Maatschappij 's-Gravenhage”, Adriaan Pauwstraat 34, 's-Gravenh.
- \*Hengeveld, W. L., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Haarlem”, Wilsonplein 13, Haarlem.
- \*Henny, Carel, Directeur der Assurantie-Maatschappij „de Nederlanden van 1845”, Kerkplein hoek Prinsestraat 's-Gravenhage.
- \*Hiel, P. C. van der, Chef Wiskundig Bureau der Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering, Nieuwe weg 36, Watergraafsmeer.
- \*Holwerda, A. O., phil. docts, Kortenaerstraat 5, Rotterdam.
- Hoof, A. van, Wiskundige der Nederlandsche Levensverzekering- en Lijfrentebank „s-Gravenhage”, Goudsche straat 60a, Rotterdam.
- Hoogstraten, J. M. van, Chef-Inspecteur v. d. Levensverzeke-

- ring Maatschappij „Dordrecht”, Dordrechtstraat 1, Dordrecht.
- \*Hoop, J. van der, Directeur der Nederlandsche Algemeene Maatschappij van Levensverzekering „Conservatrix”, Sarphatistraat 1c, Amsterdam.
- Huybers, P. J. J., Directeur der Rotterdamsche Levensverzekering-Maatschappij, Provenierssingel 52, Rotterdam.
- \*Ingenegeren, W. P., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Utrecht”, Leidschestraatweg 2, Utrecht.
- \*Janse, Dr. J. P., Wiskundig Adviseur der „Oranje-Nassau Levensverzekering”, van Baerlestraat 54, Amsterdam.
- \*Jong, C. de, Directeur der Eerste Hollandsche Levensverzekerings-Bank, Koninginneweg 41, Amsterdam.
- \*Jong, P. de, Directeur der Eerste Hollandsche Levensverzekerings-Bank, Frans van Mierisstraat 45, Amsterdam.
- \*Jüdel, M., Directeur voor Nederland van de „Gresham Life Assurance Society”, Sarphatikade 21, Amsterdam.
- \*Jüdel, P., Onderdirecteur voor Nederland van de „Gresham Life Assurance Society”, Sarphatikade 21, Amsterdam.
- \*Justus, Alfred, Ambtenaar der Verzekeringsbank „Kosmos”, Hoogeweg 26, Zeist.
- \*Kapteyn, Dr. N. P., Wiskundige der Levensverzekering-Bank „Amsterdam”, Rossinilaan 5, Hilversum.
- \*Kist, Mr. J., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Arnhem”, Emmastraat 38, Arnhem.
- \*Klaassen, J. P., Gemachtigde der Nederl.-Indische Levensverzekering- en Lijfrente-Maatschappij, Statenlaan 9, 's-Gravenhage.
- Kluyver, Prof. Dr. J. C., Hoogleeraar in de Wis- en Natuurkunde aan de Universiteit te Leiden, Hooge Rijnclijk 4, Leiden.
- \*Kok, J. L., Hoofdamtenaar ter Secretarie te Rotterdam, van den Hoonardstraat 14, Rotterdam.
- \*Koning, Mr. J. W., Directeur der Zuid-Hollandsche Maatschappij van Verzekering op het Leven en bij Ziekte, Heerengracht 12, 's-Gravenhage.
- \*Korink, W. A. M., Algemeen Procuratiehouder der Rotterdamsche Verzekerings-Societeiten, Westerstraat 3, Rotterdam.
- \*Kruis, J. G., Wiskundig Adviseur der Levensverzekering-Maatschappij „de Amstelbank”, Laan van Meerdervoort 394, 's-Gravenhage.
- \*Laag, J. W. ter, Directeur der Verzekerings-Bank „Victoria”, Keizersgracht 126, Amsterdam.

- \*Laer, Robt. R. toe, Directeur der Equitable Levensverzekering-Maatschappij der Vereenigde Staten voor Nederland en Koloniën, N. Z. Voorburgwal 262, Amsterdam.
- \*Landré, Mej. Henriette F., Wiskundige der Eerste Hollandsche Levensverzekerings-Bank, Palestrinastraat 21, Amsterdam.
- Lehmann, R., Consul-Generaal van Griekenland, Oude Turfmarkt 15, Amsterdam.
- Leeuwen, J. H. van, Wiskundig adviseur der Rotterdamsche Verzekeringsbank, Maarland 44, Brielle.
- \*Lieftrinck, Th., Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Arnhem”, Stationsplein 17, Arnhem.
- \*Lieftrinck—Teupken, Mevrouw W. F. H., Hoofd-Redactrice der „Verzekeringsbode”, Stationsplein 17, Arnhem.
- \*Lieme, Nehemia de, Directeur der Centrale Arbeiders-Verzekerings- en Deposito-Bank, Houtmarkt 10, 's-Gravenhage.
- \*Limburgh, Mr. W. D. van, Directeur der „Oranje Nassau Levensverzekering”, Frederiksplein 51, Amsterdam.
- Lohman, Jhr. Mr. A. F. de Savornin, Lid van de Tweede Kamer der Staten-Generaal.
- \*Lohman Jr., Jhr. Mr. A. F. de Savornin, Directeur der Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering, Spruytenboschstraat 13, Haarlem.
- \*Lohman, Jhr. J. de Savornin, Adj.-Directeur der Amsterdamsche Maatschappij v. Levensverzekering, Valeriusplein 14, Amsterdam.
- \*Lykles, Dr. S., Geneeskundig Adviseur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Amsterdam.
- Macalester Loup, Mr. R., President v. h. Bestuur der Rijksverzekeringsbank, Pieter de Hooghstraat 55, Amsterdam.
- \*Meddens, Mr. J. L. J., Directeur der Nederlandsche Levensverzekering-Bank „Fides”, Keizersgracht 125, Amsterdam.
- \*Mees, Pieter Rudolf, Directeur der Eerste Rotterdamsche Maatschappij van Verzekering op het Leven, 233 Mathenesserlaan, Rotterdam.
- Methorst, Mr. H. W., Directeur van het Centraal Bureau voor de Statistiek, Sweelinckstraat 118, 's-Gravenhage.
- Meulen, Dr. G. ter, Geneeskundig Adviseur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Heerengracht 310, Amsterdam.
- \*Meyer, A. C., Actuaris der Rotterdamsche Verzekerings-Sociëteiten, Westerstraat 3, Rotterdam.



- \* Minderhoud, A., Wiskundige der Algemeene Verzekering-Maatschappij „De Philantroop”, Bolsward.
- \* Moll, Dr. D. P., Actuaris der Assurantie-Maatschappij „De Nederlanden” van 1845, Danckertsstraat 42, 's-Gravenhage.
- \* Mooij, W. de, Oud-Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „De Amstelbank”, Heerengracht 19, Amsterdam.
- \* Mulder, J. C., Directeur van het Pensioenfonds voor Weduwen en Weezen van Burgerlijke Ambtenaren, Laan van N.-Oost-Indië 117, 's-Gravenhage.
- \* Mulder, Mr. Paul L., Directeur der Verzekering-Maatschappij „Holda”, Johannes Verhulststraat 39, Amsterdam.
- \* Mulder, P., phil. docts., Wiskundige aan de Verzekeringsbank „Kosmos”, Slotlaan 62, Zeist.
- \* Muller, Prof. Dr. J. J. A., Directeur der Verzekeringsbank „Kosmos”, Prins Hendriklaan 13, Zeist.
- Muller, J. C., Wiskundige der Levensverzekering-Maatschappij „Piëtas”, Donkere Laan 8, Zeist.
- \* Müller, S. Ch., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „De Nederlanden”, Heerengracht 100, Amsterdam.
- \* Munnik, F. de, Wiskundige der Verzekeringsbank „Het Sticht” en der Levensverzekering-Maatschappij „Neerlandia”, Burgstraat 66, Utrecht.
- \* Mijnlieff, A. Bz., B., Inspecteur der Nationale Levensverzekering-Bank, Vijverweg 46, Rotterdam.
- \* Nengerman, A. A., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „Utrecht”, Leidschestraatweg 2, Utrecht.
- Niemeijer, J. W., Directeur der Nationale Levensverzekering-Bank, Esschenweg 15, Rotterdam.
- \* Nierstrasz, R.Hzn., Mr. J. L., Directeur der Vennootschap „Nederland”, Heerengracht 554, Amsterdam.
- Nolens, Mgr. Prof. Dr. W. H., Lid van de Tweede Kamer der Staten-Generaal, Prinsegracht 36, 's-Gravenhage.
- Nijhoff, Wouter, Uitgever, Lange Voorhout 9, 's-Gravenhage.
- Ooms, N., Oude Turfmarkt 15, Amsterdam.
- Oosterhoff, Jzn., W. J., Directeur der Algemeene Friesche Levensverzekering-Maatschappij, Weerd 11, Leeuwarden.
- Oosterhoff, J., Adj.-Directeur der Algemeene Friesche Levensverzekering-Maatschappij, Mariabuurt 4, Leeuwarden.
- \* Os, Mr. V. K. L. van, Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „De Nederlanden”, Heerengracht 100, Amsterdam.



- \*Paisières, Jhr. G. A. A. Just de la, Directeur der Nederlandsche Levensverzekering-Bank „Fides”, Keizersgracht 125, Amsterdam.
- \*Paraira, Dr. M. C., Directeur der Vennootschap „Nederland”, Sarphatistraat 117, Amsterdam.
- \*Paraira, D. C., Wiskundige der Vennootschap „Nederland”, Sarphatistraat 117, Amsterdam.
- \*Pistorius, Joh., Directeur voor Nederland der „Compagnie d'Assurances Générales sur la Vie”, Frederiksplein 55, Amsterdam.
- \*Poll, Jhr. Mr. F. van de, Directeur der Verzekerings-Bank „Kosmos”, 2<sup>e</sup> Dorpsstraat B 56, Zeist.
- \*Poort, Dr. W. A., Wiskundig Adviseur der Algemeene Friesche Levensverzekering-Maatschappij, Emmakade U 29, Leeuwarden.
- \*Quispel, H., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „Holland”, Keizersgracht 292, Amsterdam.
- Rahusen, Prof. A. E., Oud-Hoogleraar aan de Polytechnische School, Wiskundige der Eerste Nederlandsche Verzekering-Maatschappij op het Leven en tegen Invaliditeit, Van Lennepweg 42, 's-Gravenhage.
- Reenen, Jhr. F. van, Commissaris der Verzekeringsbank „Kosmos”, Huize Schaerweyde, Zeist.
- Reesema, A. Siewertsz van; Van Lennepweg 28, 's-Gravenhage.
- \*Ridder, A., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „Het Noorden”, Groote Markt 9, Groningen.
- \*Roodenburch, B. A., Wiskundige der Verzekeringsbank Victoria Amsterdam, Gooibergstraat 10, Bussum.
- \*Rubens, M., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „De Amstelbank”, Heerengracht 19, Amsterdam.
- \*Scheltes, Jr. Ph. P., Directeur der Verzekeringsbank „Victoria”, Keizersgracht 126, Amsterdam.
- \*Schevichaven, Mr. J. van, Directeur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Damrak 74, Amsterdam.
- \*Schevichaven, Dr. S. R. J. van, Oud-Directeur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Villa „Tudescà”, Graaf Florislaan 11, Bussum.
- \*Schipppers, J. G., firma Schippers & Schut, Assurateur, Keizersgracht 294, Amsterdam.
- Scott, E. W., Directeur der Algemeene Maatschappij van Levens-

- verzekering en Lijfrente, Joh. Verhulststraat 39, Amsterdam.
- \* Scott, Mr. C. L., Directeur der Verzekering Maatschappij „Holda”, Eslaan 14, Bussum.
- Seret, H., Directeur der Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering, Ruyschstraat 12, Amsterdam.
- \* Sinnige, H. B. M., Directeur Bijkantoor Nationale Levensverzekering-Bank, Koningsplein 11, Amsterdam.
- \* Smidt, Mr. E. A., Directeur der Onderlinge Levensverzekering van „Eigen Hulp”, Kortenaerkade 3, 's-Gravenhage.
- \* Snijders, Mr. J. C., Adj.-Directeur der Onderlinge Levensverzekering van „Eigen Hulp”, Kortenaerkade 3, 's-Gravenhage.
- Sommer, K. C., Directeur der Nationale Levensverzekering-Bank, Boompjes 9 en 10, Rotterdam.
- \* Struycken, J. A. L. M., Wiskundig Adviseur der Levensverzekering Maatschappij „Utrecht”, Leidsche Straatweg 2, Utrecht.
- Teerink, G., Adj.-Directeur der Assurantie Maatschappij „De Nederlanden” van 1845, Kerkplein hoek Prinsestraat, 's-Gravenhage.
- \* Terwogt, L. J. L., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „de Nederlanden”, Heerengracht 100, Amsterdam.
- \* Tets, H. L. van, Directeur Bijkantoor der Levensverzekering Maatschappij „Dordrecht”, Frans van Mierisstraat 135, Amsterdam.
- \* Thier, Joseph, Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Piëtas”, Drift 9, Utrecht.
- Timmermans, W., Actuaris der Maatschappij van Verzekering op het Leven „Noord-Brabant”, Waalwijk.
- Timmers, W., Hoofd-Inspecteur van de Levensverzekering-Maatschappij „de Nederlanden”, Schuytstraat 169, 's-Gravenhage.
- \* Turksma, B. Dr., Wiskundig Adviseur van het Gemeentelijk Pensioenfonds, 2e Helmersstraat 4, Amsterdam.
- \* Vaz Dias, A. J., Nieuwe Weg 24, Watergraafsmeer.
- Veen, A. J. van, Directeur der Rotterdamsche Verzekering-Societeiten, Westerstraat 3, Rotterdam.
- \* Vereeniging van Ambtenaren aan Wiskundige Bureaux van Verzekeerings-instellingen, Van den Hoonaardstr. 20b, Rotterdam.
- \* Verloop, Mr. J. W., Directeur der Levensverzekering-Maatschappij „Utrecht”, Leidschestraatweg 2, Utrecht.

- Verrijn Stuart, Prof. Dr. C. A., Hoogleeraar aan de Universiteit te Groningen, Heereweg 77, Groningen.
- \* Verwey C., Comptabel-Controleur der Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Santpoort, „The Briars”.
- \* Vlaanderen, Mr. J. C. L., Secretaris der Directie van de Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering, Keizersgracht 547/549, Amsterdam.
- \* Vries, Prof. Dr. Hendrik de, Hoogleeraar aan de Universiteit te Amsterdam, Overtoom 502, Amsterdam.
- Vries, W. P. de, Public Accountant, Wijnhaven N. Z. 41, Rotterdam.
- \* Waard, Dr. R. de, Directeur der Levensverzekering Maatschappij „Het Noorden”, Groote Markt 9, Groningen.
- \* Wichers, Jhr. Mr. A. W., Adj.-Directeur der Verzekeringsbank „Kosmos”, Utrechtsche Straatweg 41a, Zeist.
- \* Winter, Dr. A., Wiskundige der Levensverzekering Maatschappij „Dordrecht”, Singel 229, Dordrecht.
- \* Wuijster, Mej. H. P., Wiskundig-Adviseur der Levensverzekering Maatschappij „De Hoop”, Abcoude.
- \* Wijlacker, T., Directeur der Rotterdamsche Verzekerings-Societeiten, Westerstraat 3, Rotterdam.
- Zolner, J. P., Directeur der Levensverzekeringbank „Patria”, Plompetorengracht 20, Utrecht.
- \* Zoot, Docts. H. W. A., Wiskundige der Levensverzekering-Maatschappij „Holland”, van Swietenstraat 17, 's-Gravenhage.
- \* Zuurdeeg, Mr. J. B., Directeur der „Globe”, Maatschappij van Verzekering, Plaats 14a, 's-Gravenhage.

Algemeene Friesche Levensverzekering-Maatschappij, Leeuwarden.  
 Algemeene Groninger Levensverzekering-Maatschappij, Groningen.  
 Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente, Amsterdam.

Algemeene Noord-Hollandsche Maatschappij van Levensverzekering, Haarlem.

Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering, Amsterdam.  
 „Amsterdam”, Levensverzekeringbank —, Amsterdam.

„Arnhem”, Levensverzekering-Maatschappij —, Arnhem.

„Conservatrix”, Nederlandsche Algemeene Maatschappij van Levensverzekering —, Amsterdam.

- „Dordrecht", Levensverzekering-Maatschappij —, Dordrecht.  
 Eerste Hollandsche Levensverzekerings-Bank, Amsterdam.  
 Eerste Nederlandsche Verzekering-Maatschappij op het Leven en  
 tegen Invaliditeit, 's-Gravenhage.  
 Eerste Rotterdamsche Maatschappij van Verzekering op het Leven,  
 Rotterdam.  
 „Eigen Hulp", Onderlinge Levensverzekering van —, 's-Gravenhage.  
 „'s-Gravenhage", Onderlinge Levensverzekering-Maatschappij —,  
 's-Gravenhage.  
 „Haarlem", Maatschappij van Levensverzekering —, Haarlem.  
 „Holda", Verzekering-Maatschappij —, Amsterdam.  
 „Kosmos", Verzekeeringsbank —, Zeist.  
 Nationale Levensverzekering-Bank, Rotterdam.  
 „Nederland", Vennootschap —, Amsterdam.  
 „Nederlanden", Levensverzekering-Maatschappij „De —, Amsterdam.  
 „Nederlanden van 1845", Assurantie-Maatschappij „De —,  
 's-Gravenhage.  
 Nederlandsche Levensverzekering- en Lijfrentebank, 's-Gravenhage.  
 „Nederlandsch Onderwijzers-Genootschap", Levensverzekering-  
 Maatschappij van het —, Amsterdam.  
 Nederlandsch Indische Levensverzekering- en Lijfrente-Maatschappij,  
 's-Gravenhage.  
 „Neerlandia", Levensverzekering-Maatschappij —, Utrecht.  
 „Nijmegen", Levensverzekering-Maatschappij —, Nijmegen.  
 Oranje-Nassau Levensverzekering, Amsterdam.  
 „Piëtas", Levensverzekering-Maatschappij —, Utrecht.  
 „Rotterdam", Levensverzekeringbank —, Rotterdam.  
 Rotterdamsche Verzekering-Societeiten, Rotterdam.  
 Tweede Hollandsche Maatschappij van Levensverzekering, Haarlem.  
 Utrechtsche Levensverzekering-Maatschappij, Utrecht.  
 „Vesta", Maatschappij van Levensverzekering —, Amsterdam.  
 „Victoria", Verzekeeringsbank —, Amsterdam, Keizersgracht 126.  
 Zuid-Hollandsche Maatschappij van Levensverzekering, Den Haag.

#### Souscripteurs:

- Bibliotheek van de Technische Hoogeschool, Delft.  
 Consulaat van Rumenië, Amsterdam.  
 Eerste Roomsche-Kath. Levensverzekering-Maatschappij, Haarlem.  
 Eyken Sluyters Jr., J. D. Jn., Keizersgracht 378, Amsterdam.  
 Franco, I., Hoogleeraar, Rotterdamsche weg 2b, Delft.

- Harmsen, L. J., Java-Hôtel, Weltevreden, Java.  
 Meulenhoff & Co., Damrak 88, Amsterdam.  
 Müller, Joh., van Baerlestraat 18, Amsterdam.  
 Nijhoff, Martinus, Lange Voorhout 9, 's-Gravenhage.  
 Pesch, Prof. Dr. A. J. van, Koningslaan 3, Bussum.  
 „Raadpensionaris Johan de Witt”, Algemeene Maatschappij van Verzekering, Tiel.  
 Scheltema & Holkema, Rokin 74—76, Amsterdam.  
 „Veenkoloniale Volksverzekering”, Veendam.  
 Vereniging van Wiskundige Adviseurs bij Nederlandsche Maatschappijen van Levensverzekering, Heerengracht 554a, Amsterdam.  
 Vereniging voor Levensverzekering, Heerengr. 554a, Amsterdam.  
 „Zuid-Holland”, Levensverzekering-Maatschappij, Vianen.

### Portugal.

#### Adhérents.

- Barbosa de Magalhaes, Jose Maria, député et avocat, Lisbonne.  
 Brederode, Fernando, Actuaire et Directeur de la Cie. d'Assurances „A Nacional”, Avenida da Liberdade 14, Lisbonne.  
 \* Moysan, Adolphe, membre de l'institut des actuaires français, actuaire de la „Portugal Previdente”, Lisbonne.  
 \* Placido, Ed., Rua da Lucta 10, Lisbonne.  
 Quintella, José A., Sous-Directeur de la Cie. d'Assurances „A Nacional”, Avenida da Liberdade 14, Lisbonne.  
 Roque de Pinho, Alvaro, Conde de Alto Mearim, Largo de Camoes 11—10, Lisbonne.  
 Santos Lucas, Antonio dos, Professeur à l'Ecole Polytechnique, Actuaire de la Cie. d'Assurance „A Lusitana”, Rua Campo de Ourique 109, Lisbonne.  
 Santos Neto, José dos, Directeur de l'Ecole de Commerce de Lisbonne, Rua de S. Paulo 216—20, Lisbonne.

#### Souscripteurs.

- „A Equitative de Portugal e Ultramar”, Largo de Camões 11—1°, Lisbonne.  
 Jornal de Seguros, Avenida Almirante Reis No. 69, Lisbonne.  
 „A Nacional”, Cia de Seguros, Avenida da Liberdade 14, Lisbonne.  
 Prazeres, Auguste Patricio, Rua da Magdalena 171—1°, Lisbonne.

„Portugal Previdente", Companhia de Seguros, Rua do Alecrim, Lisbonne.

Rocha & Ilharco, Delegados do Cia. de Seguros „A National", Rua da Fabrica 45, 1<sup>o</sup> Oporto.

Silva, Borges Eugenio da, Largo de Camões 11—1<sup>o</sup>, Lisbonne.

### Roumanie.

#### Adhérents.

„Agricola", Société An. d'Assurances Générales, Piața Amzei 3, Bucarest.

Burbea, D, Chef de la section „Vie" à la Soc. d'Assurances „Dacia Romania" de Bucarest, Rue Vienei 3, Bucarest.

Ghiulea, Nicolas, Actuaire de la Caisse Centrale des Assurances Ouvrières, Piața Amzei 3, Bucarest.

\*Moscuna, J., Chef de la section „Vie" à la „Nationala", Société Générale d'Assurances à Bucarest, Str. Doamnei 12, Bucarest.

„Nationala" Société Générale d'Assurances, Bucarest.

Popovici, B., Directeur Général de la „Nationala" Société Générale d'Assurances à Bucarest.

Praporgesco, Nicolas, actuaire, Piața Amzei 3, Bucarest.

Sanielevici, Sous-Directeur, Chef de la Statistique et de l'Actuariat à la Caisse Centrale Roumane des Assurances Ouvrières, Piața Amzei 3, Bucarest.

#### Souscripteurs.

Caisse Centrale Roumaine des Assurances Ouvrières, Piața Amzei 3, Bucarest.

„Dacia Romania", Société Générale d'Assurances, Rue Vienei, Bucarest.

„Generala" Société roumaine d'Assurances générales, Place de l'Université, Bucarest.

„Nationala", Société générale d'Assurances à Bucarest.

### Russie.

#### Adhérents:

Begemann, Wilhelm, Première Compagnie Russe d'Assurances, Morskaya 40, St. Pétersbourg.



- Belozwetoff, Nicolas, Directeur de la Compagnie d'Assurances „Salamandra”, Gorochawaya 6, St. Pétersbourg.
- \*Belsky, Vladimir, Vice-directeur des Caisses d'Epargne de l'Etat, Fontanka 76, St.-Pétersbourg.
- Bérézine, Michel, Chef de Bureau mathématique de la Compagnie d'Assurances „Salamandra”, Gorochawaya 6, St.-Pétersbourg.
- Bounakow, Alexis de, Vice-directeur de la Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- Bylinine, Alexandre, Directeur général de la Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- \*Dickstein, Samuel, Membre de Direction de la „Providentia”, Marszalkowska 117, Varsovie.
- \*Feterowsky, Gustave, Actuaire de la première Compagnie Russe d'Assurances, Morskaya 40, St.-Pétersbourg.
- Glasow, B., Directeur général de la Compagnie d'Assurances „Shisn”, rue Glinka 1, St.-Pétersbourg.
- \*Glasow, Bernard B., Actuaire de la Compagnie d'Assurances „Shisn”, Wassili-Ostrow, 16e ligne 13, St.-Pétersbourg.
- Hirsch, Lippert, Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- \*Iastremsky, Boris, Actuaire de la Compagnie d'Assurances „Shisn”, rue Glinka 1, St.-Pétersbourg.
- \*Kaplan, Jacques, licencié ès sciences, attaché à l'actuariat de la Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- Klot, G. de, Compagnie d'Assurances „la St.-Pétersbourgeoise”, Nevsky 5, St.-Pétersbourg.
- Kopytowsky, Léon, Compagnie d'Assurances „Rossia” Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- Kveyt, Nicolas, Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- Levteiew, Jean, Actuaire de la Compagnie d'Assurances „Rossia”, Morskaya 37, St.-Pétersbourg.
- Lunsky, Nicolas, Conseiller d'Etat, professeur à l'Ecole supérieure de Commerce, Grande Jakimanskaya 30, Moscou.
- \*Marschall, W., employé au Ministère des Finances, Chancellerie de Crédit, Place du Palais 8, St. Pétersbourg.
- \*Ordine, Serge de, Membre du Comité d'Assurances, Perspective Greque 6, St.-Pétersbourg.
- \*Ouchakoff, Michel, Compagnie d'Assurances „Shisn”, Secrétaire de l'Union des représentants des Sociétés d'Assurances sur



- la vie opérant en Russie, rue Glinka 1, St.-Pétersbourg.  
 Pokotiloff, Alexandre, Directeur de la Caisse de retraites des employés des chemins de fer de l'Etat russe, Kamennostrovsky Prospect 48, St.-Pétersbourg.  
 San Galli, Robert, Directeur de la Compagnie d'Assurances „Shisn", Krukoff Canal 3, St.-Pétersbourg.  
 \*Savitch, Serge de, professeur ordinaire à l'Institut électrotechnique, Nikolaevskaya 35, St.-Pétersbourg.  
 \*Schetaloff, Jean, Compagnie d'Assurances „Rossia", Morskaya 37, St.-Pétersbourg.  
 \*Seraphimoff, Basile, Vice-directeur de la Caisse de retraites des employés des chemins de fer, Torgowaya 18, St.-Pétersbourg.  
 \*Spiess, V. de, Président de l'Union Russe des Compagnies d'Assurance Mutuelle, Nikolaevskaya 37, St.-Pétersbourg.  
 \*Stanievitch, Victor de, Professeur de mathématique et actuaire de la Compagnie Générale d'Assurances sur la vie, Perspective Nevsky 28, St.-Pétersbourg.  
 Weinert, Théodore, Vice-directeur de la Compagnie d'Assurances „Salamandra", Gorochawaya 6, St.-Pétersbourg.  
 Witt, F. de, Vice-directeur de la Compagnie d'Assurances „Shisn", rue Glinka 1, St.-Pétersbourg.

#### Souscripteurs:

- Compagnie d'Assurances „Rossia", Morskaya 37, St.-Pétersbourg.  
 Compagnie d'Assurances „Salamandra", Gorochawaya 6, St.-Pétersbourg.  
 Keller, Léon, Shdanovskaya 5, St.-Pétersbourg.  
 Moskauer Kommerz-Institut (Handelshochschule), Grosse Serpuchowskaya, Stremiannajagasse, Moscou.

---

#### Finlande.

#### Adhérents:

- \*Anderson, Amos, Redakteur, Nylandsgatan 3, Helsingfors.  
 Brändström, Carl O., Direktor, Liffors. Aktiebolaget, „Fennia", Åbo, Finland.  
 \*Forssell, Axel, Direktor, Fredsgatan 11, Helsingfors.  
 \*Hallstén, Onni, Amtlicher Versicherungsinspector, Kruunuvuorenkatu 7, Helsingfors.

Hartman, Jon, Slottsgatan 10, Äbo.

Hartman, K. J., Klostergatan 4, Äbo.

\*Helminen, Heimo, Dr. jur., Dozent an der Universität, Köpmansgatan 11, Helsingfors.

\*Kurtén, Uno, Direktor, Assessor, Skilnadsgatan 2, Helsingfors.

Ljungberg, Mauritz, Lifförsäkringsaktiebolaget, „Fennia“, Äbo, Finland.

\*Relander, Dr. H. M. J., Nylandsgatan 25, Helsingfors.

\*Sario, Samuli, mag. phil., Direktor Lifförsäkringsaktiebolaget, „Salama“, Kluuvikatu 4, Helsingfors.

\*Walldén, E. W., Direktor, Andrégatan 17, Helsingfors.

\*Wessell, Emil, Nylandsgatan 3, Helsingfors.

#### Souscripteurs:

Korkeakoski, Hugo, Skarpskyttegatan 9, Helsingfors.

Lavonius, W. A., Direktor der gegenseitigen Lebensversicherungs-Gesellschaft „Suomi“, Helsingfors.

Paloheimo, Dr. phil. K. A., Helsingfors.

#### Serbie.

##### Adhérent:

\*Mijalkovitch, Dim. I., Directeur de la „Serbia“ Première Compagnie Serbienne d'Assurances sur la vie, Belgrado.

#### Suède.

##### Adhérents:

Ahlberg, Nils, Dr. phil., Aktuar der Lebensversicherungs-Aktiengesellschaft „Victoria“, Brunkebergstorg 2, Stockholm.

Bergholm, P., Director der Versicherungsanstalt „Brage“, Fleminggatan 23A, Stockholm.

Burström, H., Dr. phil., Aktuar der Lebensversicherungs-Gesellschaft „Svecia“, Strandvägen 5B, Stockholm.

\*Dickman, K., Bureau-director der „Riksförsäkringsanstalten“, Stockholm.

Ekholm, N., Dr. phil., Aktuar der „Svenska Lifförsäkringsbolaget“, Norrmalmstorg 16, Stockholm.

- \*Ekwall, N. J., Dr. phil., Aktuar der „Svenska Lifförsäkringsanstalten Oden“, Birger Jarlsgatan 5, Stockholm.
- Englund, Karl, Dr. phil., Aktuar der Königlichen Inspektion für private Versicherungsanstalten, Strandvägen 15, Stockholm.
- \*v. Heideken, G., Cand. Jur., Generaldirector der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Nordstjernen“ Drottninggatan 7, Stockholm.
- \*Håkansson, G., Major, Generaldirector der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Victoria“, Brunkebergstorg 2, Stockholm.
- \*af Jochnick, A., Generaldirektor der „Trygg“ u. des „Atlas“, Engelbrektsgatan 1, Stockholm.
- \*Jäderin, E., Professor, Aktuar der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Thule“ Kungsträdgårdsgatan 2 c., Stockholm.
- \*Laurin, P., Dr. phil., Erster Director der Königlichen Inspektion für private Versicherungsanstalten, Strandvägen 15, Stockholm.
- Lundberg, F., Dr. phil., Generaldirector der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „De Förenade“, Stockholm.
- \*Lundgren, D. F., Director der Versicherungs-Aktien-Gesellschaft „Svea“, Göteborg.
- \*Meyjes, C. A., Stellvertretender Director der Rückversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Atlas“, Engelbrektsplan, Stockholm.
- Mittag-Leffler, G., Dr. phil., Professor, Djursholm, Stockholm.
- \*Montén, T., Dr. phil., Director der Svenska Lifränteförsäkringsanstalten „Framtiden“, Klarabergsgatan 23, Stockholm.
- \*Nordenmark, N. V. E., Dr. phil., Aktuar der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Nordpolen“, Stockholm.
- \*Norinder, Victor, Director der „Allmänna Pensionsförsäkringsbolaget“, Stockholm.
- \*Palme, Sven, Generaldirector der Lebensversicherung-Aktien-Gesellschaft „Thule“, Stockholm.
- \*Phragmén, E., Dr. phil., Professor, Generaldirector der „Allmänna Lifförsäkringsbolaget“, Stockholm.
- \*Rosén, A., Dr. phil., Lektor, Aktuar der Brand- & Lifförsäkrings Aktiebolaget „Skåne“, Malmö.
- Sandorf, M., Dr. phil., Aktuar der Brand- & Lifförsäkrings Aktiebolaget „Svea“, Göteborg.
- Schäring, F., phil., Cand. Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Thule“, Stockholm.
- \*Stoltz, G., phil., Cand. Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Balder“, Stockholm.

- \* Stridsberg, Erik, Dr. phil., Holländaregatan 21 A, Stockholm.  
 \* Strömberg, C. J., Director der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Nordpolen“, Stockholm.  
 \* Svedelius, F., Leutnant, Statistiker der „Svenska Lifförsäkringsbolaget“, Stockholm.  
 \* Tesdorpf, J., Bureauchef der Lebensversicherungs-Aktien-Gesellschaft „Thule“, Stockholm.  
 Zethelius, J. A., Oberstleutnant, Generaldirector der Lebensversicherungs-Gesellschaft „Balder“, Stockholm.

## Souscripteurs.

- „Balder“ Lifförsäkringsbolaget, Sturegatan 8, Stockholm.  
 „Brage“ Försäkringsanstalten, Fleminggatan 23 A, Stockholm.  
 „De Förenade“ Lifförsäkrings Aktiebolaget, Stockholm.  
 „Framtiden“ Svenska Lifränteförsäkringsbolaget, Klarabergsgatan 23, Stockholm.  
 Kungl. Försäkringsinspektionen, Strandvägen 15, Stockholm.  
 „Nordstjernen“ Lifförsäkrings Aktiebolaget, Drottninggatan 7, Stockholm.  
 „Oden“ Svenska Lifförsäkrings Anstalten, Birger Jarlsgatan 5, Stockholm.  
 „Skandia“ Försäkrings Aktiebolaget, Mynttorget 1, Stockholm.  
 „Skåne“ Brand- & Lifförsäkrings Aktiebolaget, Norra Vallgatan, Malmö.  
 „Svea“ Brand- & Lifförsäkrings Aktiebolaget, Göteborg.  
 „Thule“, Lifförsäkrings Aktiebolaget, Kungsträdgårdsgatan 2c, Stockholm.  
 „Trygg“ Svenska Lifförsäkringsanstalten, Engelbrektsplan, Stockholm.  
 „Vasa“ Liff- en Sjukförsäkringsbolaget, Arsenalsgatan 6, Stockholm.  
 „Victoria“ Lifförsäkrings Aktiebolaget, Brunkebergstorg 2, Stockholm.

## Suisse.

## Adhérents.

- Cérenville, Max de, Directeur de „La Suisse“, Société d'Assurances sur la Vie, Lausanne.  
 \* Degen, Th., Chef der Lebensabteilung der Schweizerischen Rückversicherungs-Gesellschaft, Zürich.

- \* Dumas, Samuel, Dr. phil., Mathematiker des Eidgenössischen Versicherungs-Amtes, Bern.
- \* Du Pasquier, L. G., Dr., Universitätsprofessor, Neuchâtel, Les Parcs 2 A.
- \* Eggenberger, Dr. J., Direktor der Berner Rückversicherungs-Gesellschaft, Bundesgasse 36, Bern.
- Hartmann, Dr. Anton, Speichergasse, Telegraphen-Gebäude, Bern.
- \* Horneffer, Siegfried Ch., Avocat, Rue Florissant 6, Genève.
- Kammann, Dr., Kaiserl. Versicherungsrevisor, Schweinfurthstr. 4, Dahlen, Post Schmargendorf, b Berlin.
- Kihm, C. Chefmathematiker der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Zürich.
- \* Landmesser, A., Subdirector der Basler Lebensversicherungs-Gesellschaft, Basel.
- \* Leubin, Robert, Vorstand der Verwaltung der Pensions-, Hilfs- und Krankenkassen der schweizerischen Bundesbahnen, Dienstgebäude Brückfeld, Bern.
- \* Moser, Christian, Prof. Dr., Direktor des Eidgenössischen Versicherungsamtes, Schwanengasse 14, Bern.
- \* Riem, J., Chefmathematiker der Basler Lebensversicherungs-Gesellschaft, Basel.
- \* Riethmann, J., Prof. Dr., Techn. Konsulent und math. Revisor der Schweizerischen Rückversicherungs-Gesellschaft, Asylstr. 66, Zürich.
- Schaertlin, G. Dr., Direktor der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Zürich.
- Stein, V., Direktor der Basler Lebensversicherungs-Gesellschaft, Basel.
- \* Verdier, Albert, Actuaire de „la Généroise“ Compagnie d'Assurances sur la Vie, Genève.

#### Souscripteurs.

- Berner Rückversicherungs-Gesellschaft, A. G. Bern.
  - „Patria“ Schweizerische Lebensversicherungs-Gesellschaft auf Gegenseitigkeit, Basel.
  - Renfer, Hermann, Dr., Chef der kommerziellen Abteilung des Eidg. Versicherungsamtes, Bern.
-

I.

TABLES DE MORTALITÉ POUR LES  
ASSURANCES EN CAS DE VIE DES ENFANTS.

---

STERBLICHKEITSTABELLEN FÜR  
ERLEBENSVERSICHERUNGEN VON KINDERN.

---

TABLES OF MORTALITY  
FOR THE ASSURANCE OF INFANTILE LIVES.

---





## KINDERSTERBLICHKEITS-TABELLEN

VON

JULIUS WENDT, BERLIN.

Leiter der Volksversicherungsabteilung der Victoria.

---

Bei der deutschen Volksversicherung sind reine Todesfallversicherungen von Kindern nicht üblich. Es werden vielmehr in der Regel gemischte Versicherungen auf den Todes- und Erlebensfall abgeschlossen, wobei auf den Erlebensfall seitens der Versicherungsnehmer das Hauptgewicht gelegt wird. Die Erfahrungen der Victoria zu Berlin aus den Jahren 1902 bis 1904, über die bereits dem V. internationalen Kongress für Versicherungs-Wissenschaft im Jahre 1906 berichtet wurde, ergeben, dass die Sterblichkeit der versicherten Kinder bei Berechnung nach den Versicherungssummen nicht unerheblich kleiner gewesen ist, als bei Berechnung nach den Policenzahlen, während umgekehrt bei den erwachsenen Personen die Sterblichkeit bei Berechnung nach Versicherungssummen die grössere war. Hieraus geht hervor, dass bei den Versicherungen erwachsener Personen eine Gegenauswahl der Versicherten zu Ungunsten des Versicherers stattfindet, wie es auch sonst bei Todesfall-Versicherungen vorkommt, dass aber bei den Kinderversicherungen im Gegenteil eine Auswahl in der Art stattfindet, dass gesunde Kinder in höherem Masse als kranke versichert werden, wie es bei Versicherungen auf den Erlebensfall zu erwarten ist. Es ist daher die Frage aufzuwerfen, ob nicht in Ermangelung besserer Unterlagen aus den Erfahrungen der Volksversicherungs-Gesellschaften über die Sterblichkeit der versicherten Kinder brauchbare Sterblichkeits-Tabellen auch für die Erlebens-Versicherungen von Kindern hergeleitet werden können.

Die früher über die drei Jahre 1902 bis 1904 angestellten Ermittlungen über die Sterblichkeit der Volksversicherten der

Victoria sind inzwischen auf das Jahrzehnt 1901 bis 1910 ausgedehnt. Um Zeit und Kosten zu ersparen, sind dabei für die Einteilung der Versicherungen in die verschiedenen Lebensalter die aus den vorhandenen Prämien-Reserve-Registern unmittelbar zu entnehmenden Resultate verwendet, ohne dass Neuaufnahmen des Bestandes für diese statistischen Zwecke vorgenommen wurden. Dabei ist zu bemerken, dass bei der Aufnahme eines jeden Versicherten angefangene Lebensjahre als volle gerechnet werden, und dass die Versicherten auch mit den hiernach bei ihrer Aufnahme festgesetzten Lebensaltern in die Register eingetragen sind. Bei der Einteilung in Altersgruppen entspricht in Folge dessen das einer jeden Gruppe beigelegte Lebensalter dem Durchschnittsalter aller Versicherten dieser Gruppe am Anfang des Kalenderjahres, für das die Sterbefälle ausgezählt sind; und zwar derart, dass in jeder Gruppe diejenigen Versicherungen am häufigsten vorkommen, deren wirkliches Alter dem der Gruppe beigelegten Durchschnittsalter am nächsten liegt, und dass mit der Entfernung des wirklichen Alters vom Durchschnittsalter die Häufigkeit des Vorkommens abnimmt. Die Abweichung des wirklichen Alters von dem angesetzten Durchschnittsalter beträgt dabei stets weniger als ein Jahr <sup>1)</sup>.

Für den Anfang sowohl als für das Ende eines jeden der 10 Jahre 1901 bis 1910 ist danach der Bestand an Policen und Versicherungssummen für jede Altersgruppe festgestellt, und ausserdem sind für jedes Kalenderjahr und jede Altersgruppe die Policenzahlen und die Versicherungssummen der Gestorbenen ermittelt. Bezeichnet man mit  $n_1$  und  $n_2$  die Anzahl der am Anfang und am Ende eines Kalenderjahres vorhandenen Policen einer Altersgruppe und mit  $t$  die Anzahl der Policen der in diesem Jahre Gestorbenen derselben Gruppe, so ist die Sterbenswahrscheinlichkeit für dieses eine Kalenderjahr zu ermitteln durch einen Bruch, dessen Zähler die Zahl der Policen der Gestorbenen  $t$  und dessen Nenner  $\frac{1}{2} (n_1 + n_2 + t)$  oder die Anzahl der Policen ist, die in diesem Jahre unter Risiko gestanden haben.

Die durchschnittliche Sterbenswahrscheinlichkeit für den ganzen Zeitraum von zehn Jahren ergibt sich durch einen Bruch, dessen Zähler die Summe der Policenzahlen der Gestorbenen aus allen

---

1) Vgl. Berichte des V. Internationalen Kongresses für Versicherungswissenschaft Band I S. 51—53.

zehn Jahren und dessen Nenner die Summe der 10 Policenzahlen ist, die in jedem einzelnen Jahre unter Risiko gestanden haben.

In gleicher Weise wie mit den Policenzahlen ist mit den Versicherungssummen verfahren. Da die erforderlichen Unterlagen für diese Berechnungen aus den vorhandenen Prämienreserve- und Sterberegistern entnommen werden konnten und auch die unter einjährigem Risiko gestandenen Versicherungen nach Policenzahl und Versicherungssumme für jedes einzelne Jahr (mit Ausnahme von 1901) behufs Anfertigung der dem Kaiserlichen Aufsichtsamt einzureichenden Berichte bereits ermittelt waren, so konnten diese Berechnungen mit verhältnismässig geringer Mühe ausgeführt werden.

Als Beispiel diene die nachstehend abgedruckte Berechnung für die Altersgruppe 5:

*Volksversicherung der Victoria in dem Jahrzehnt 1901 bis 1910.*

*Durchschnittliches Lebensalter am Anfang des Jahres: 5.*

Jahr.	Unter einjährigem Risiko gestandene.		Wirklich eingetretener Sterblichkeitsabgang an	
	Policen.	Versicherungs-S. M.	Policen.	Versicherungs-S. M.
1901	95.468	16.771.975,5	518	77.837
1902	98.641	17.476.393	532	89.110
1903	95.721	17.236.330	528	96.709
1904	98.186,5	17.802.439	542	83.926
1905	105.933,5	19.336.168	532	93.959
1906	116.084,5	20.726.449	542	83.711
1907	134.948	24.286.081	671	104.386
1908	144.839	26.347.519,5	728	125.439
1909	152.468	27.988.328	747	120.076
1910	159.624,5	28.651.820	673	105.710
zus.	1.201.914,0	216.623.503,0	6.013	980.863

Die diesem Bericht beigelegte Tabelle I enthält in der Spalte 2 die Summe der Policenzahlen und in der Spalte 3 die Gesamt-Versicherungssummen der in den 10 Jahren insgesamt unter

einjährigem Risiko gestandenen Versicherungen, in den Spalten 4 und 5 sind die Policenzahlen und die Versicherungssummen der Gestorbenen, und in Spalte 6 und 7 die hieraus durch Division berechneten Sterbenswahrscheinlichkeiten nach Policenzahlen und nach Versicherungssummen angegeben.

Die Sterbetafel für die jüngsten Lebensalter nach Monaten oder wenigstens nach Vierteljahren abzustufen, ist leider nicht möglich gewesen, auch für die höchsten Lebensalter können die Ergebnisse wegen der geringen Anzahl der Beobachtungsfälle auf Zuverlässigkeit noch keinen Anspruch machen. Ueber die Altersgruppe 84 kann die Tafel überhaupt nicht hinausgehen, weil nach den bestehenden Versicherungs-Bedingungen alle Versicherungssummen auch im Erlebensfalle spätestens im 85. Lebensjahre fällig werden.

Die Tabelle bestätigt aber die bereits früher für einen kleineren Zeitraum gemachte Erfahrung, dass die Sterblichkeit der versicherten Kinder, nach Versicherungssummen gemessen, erheblich geringer erscheint, als wenn man die Policenzahl als Massstab anlegt, und dass umgekehrt bei den erwachsenen Personen die nach der Versicherungssumme gemessene Sterblichkeit die grössere ist.

Das Kaiserlich Deutsche Statistische Amt hat im Jahre 1910 einen umfangreichen Bericht über die Herstellung neuer deutscher Volkssterbetafeln veröffentlicht und stellt darin die Ergebnisse aus den drei Jahrzehnten 1871/1881, 1881/1890 und 1891/1900 übersichtlich nebeneinander. 1)

Um diesen Vergleich auf die Ergebnisse der Volksversicherung in dem darauf folgenden Jahrzehnt ausdehnen zu können, wurde die aus den Volksversicherungen abgeleitete Sterbetafel für Policenzahlen zunächst in derselben Weise wie die neue deutsche Volks-Sterbetafel ausgeglichen, nämlich mittels der von Altenburger angegebenen mechanischen Ausgleichung 2), die auch auf den Seiten 17\* bis 20\* des Bandes 200 der Statistik des deutschen Reichs ausführlich erklärt ist und die deshalb hier nicht nochmals beschrieben werden soll. Die Ausgleichung ist dreimal wiederholt.

1) Statistik des Deutschen Reiches. Herausgegeben vom Kaiserlichen Statistischen Amt, Berlin, Verlag von Puttkammer und Mühlbrecht. Band 200. S. 24\* bis 28\*.

2) Versicherungswissenschaftliche Mitteilungen des österreichisch-ungarischen Verbandes der Privatversicherungsanstalten 1. Band, 4. Heft Seite 211—282.

Für die Alter 71 bis 84 ist die ebenfalls von dem Kaiserlichen Statistischen Amt für die höchsten Alter benutzte abgeänderte Wittsteinsche Formel  $q = b a^{-(M-x)^n}$  angewandt, die in dem erwähnten Bande 200 der Statistik des deutschen Reichs auf den Seiten 20\* bis 21\* erläutert ist. Als Altersgrenze ist dabei  $M = 95$  angenommen und die Konstanten  $b$ ,  $a$  und  $n$  sind aus den unausgeglichenen Werten der Altersjahre 59, 65 und 70 bestimmt.

Die Tabelle II enthält neben einander die ausgeglichenen Werte der Sterbenswahrscheinlichkeiten der Bevölkerung des deutschen Reichs männlichen Geschlechts der drei Jahrzehnte 1871 bis 1900 und daneben noch die ebenfalls ausgeglichenen Ergebnisse der Volksversicherung der Victoria nach Policenzahlen aus dem Jahrzehnt 1901 bis 1910 für jedes einzelne Lebensalter.

Die Tabelle III enthält die Sterbenswahrscheinlichkeiten für die einzelnen Alter 0 bis 20 und ferner für die Altersjahrzehnte 20 bis 30, 30 bis 40 und so fort bis zu 80 Jahren. Daneben ist noch die Abnahme der Sterbenswahrscheinlichkeiten von einem Beobachtungsjahrzehnt bis zum folgenden in Prozenten angegeben.

In diesen Tafeln sind die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Bevölkerung des deutschen Reiches für das männliche Geschlecht, in de Ergebnissen der Volksversicherung der Victoria dagegen für die Gesamtheit der Versicherten angegeben, weil einerseits entsprechende Tafeln aus den Jahren 1871/1881 und 1881/1890 für die Gesamt-Bevölkerung nicht hergestellt sind und andererseits bei der Volksversicherung keine Trennung nach Geschlechtern stattgefunden hat. Ein einwandfreier Vergleich der Sterblichkeit der nach Geschlechtern getrennten Reichsbevölkerung mit der Sterblichkeit der Gesamtheit der Volksversicherten ist daher aus diesen Tafeln nicht herzuleiten. Aus dem *letzten* Jahrzehnt des vorigen Jahrhunderts ist aber auch eine Sterblichkeitstafel für die gesamte Bevölkerung des deutschen Reiches vorhanden, die zu einem Vergleich mit der für beide Geschlechter gemeinsam ermittelten Tafel der Volksversicherten aus dem ersten Jahrzehnt des neuen Jahrhunderts besser geeignet ist.

In der Tabelle IV sind daher noch diese beiden für die Gesamtheit der Bevölkerung und die Gesamtheit der Versicherten gültigen Sterbenswahrscheinlichkeiten neben einander gestellt, und auch hier ist die Abnahme in Prozenten der Sterbenswahrscheinlichkeiten der Gesamt-Bevölkerung in den Jahren 1891/1900 ermittelt.

Mit Ausnahme des ersten Lebensjahres hat hiernach die Sterb-



lichkeit der Kinder in der gesamten Bevölkerung von den achtziger bis zu den neunziger Jahren bedeutend stärker abgenommen als von den siebziger bis zu den achtziger Jahren. Wollte man annehmen, dass diese Besserung sich bis in das neue Jahrhundert hinein erstreckt hat, und dass die Abnahme der Kindersterblichkeit der gesamten Bevölkerung vom letzten Jahrzehnt des vorigen bis zum ersten Jahrzehnt des neuen Jahrhunderts der Abnahme vom vorletzten bis zum letzten Jahrzehnt des vergangenen Jahrhunderts ungefähr gleich kommt, so wäre zu folgern, dass die Sterblichkeit der in der Volksversicherung versicherten Kinder in dem Jahrzehnt 1901 bis 1910 nicht sehr von der Sterblichkeit der Kinder der Gesamtbevölkerung für den gleichen Zeitraum abweicht. Immerhin würde die Volksversicherung, besonders bei den jüngsten Altern, noch eine Mindersterblichkeit aufzuweisen haben.

Für das erste Lebensjahr erklärt sich die sehr starke Mindersterblichkeit der versicherten Kinder zum Teil dadurch, dass Kinder, die schon bald nach der Geburt nicht lebensfähig erscheinen, nicht versichert werden, zum Teil ist aber diese starke Mindersterblichkeit der Altersgruppe 0 auf die bei den Volksversicherungen erforderlich gewesene Art der Einteilung in die Altersgruppen zurückzuführen.

Die von Professor Ballod veröffentlichten Untersuchungen über die Sterblichkeit in Preussen 1) bestätigen, dass die Sterblichkeit der Bevölkerung der einzelnen preussischen Provinzen von dem Jahrfünft 1896/1900 bis zum Jahrfünft 1901/1905 weiter abgenommen hat. Leider sind diese Untersuchungen nicht für ganz Preussen zusammengefasst, sodass sich mit Sicherheit noch nichts über das Mass der Verminderung der Sterblichkeit im neuen Jahrhundert sagen lässt. Es wäre zu wünschen, dass in nicht allzulanger Zeit eine neue Sterblichkeitstabelle der gesamten Bevölkerung des deutschen Reichs für das zuletzt vergangene Jahrzehnt hergestellt würde. Danach würde man auch besser als es jetzt schon geschehen kann, beurteilen können, ob die in der Volksversicherung über die Kindersterblichkeit gemachten Erfahrungen sich auch auf reine Erlebensversicherungen von Kindern anwenden lassen.

---

1) Sterblichkeit und Lebensdauer in Preussen von Professor Dr. C. Ballod, Berlin 1907. Verlag des Königlichen Statistischen Landesamts.

TABELLE I.

*Volkversicherung der Victoria zu Berlin.*  
*Sterblichkeitsergebnisse in den zehn Jahren 1901 bis 1910.*

1	2	3	4	5	6	7
Alter.	Unter einjährigem Risiko gestandene		Wirklich eingetretener Sterblichkeitsabgang an		Sterbenswahrscheinlichkeit in Promillen.	
	Policen.	Versich. Summen M.	Policen.	Vers. Summ. M.	Policen.	Vers. Summen M.
0	404.318,0	78.285.040,0	33.935	5.719.501	83,93	73,06
1	867.098,0	180.946.495,5	32.851	5.990.134	37,89	33,10
2	1.002.212,0	203.346.002,5	13.522	2.400.314	13,49	11,80
3	1.098.033,5	214.050.459,5	9.420	1.636.834	8,58	7,65
4	1.164.994,0	217.317.653,0	7.419	1.238.076	6,37	5,70
5	1.201.914,0	216.623.503,0	6.013	980.863	5,00	4,53
6	1.210.635,5	213.061.787,5	4.999	824.193	4,13	3,87
7	1.195.805,5	207.294.696,5	4.052	661.046	3,39	3,19
8	1.162.235,5	199.212.428,5	3.400	549.709	2,93	2,76
9	1.117.708,0	190.410.649,0	2.785	452.701	2,49	2,38
10	1.061.246,0	180.134.341,0	2.336	388.644	2,20	2,16
11	991.499,0	168.217.293,5	2.061	339.040	2,08	2,02
12	913.140,0	155.541.962,0	1.861	289.401	2,04	1,86
13	794.825,0	139.189.894,5	1.701	301.749	2,14	2,17
14	662.931,0	121.804.817,5	1.563	254.850	2,36	2,09
15	572.944,5	107.366.418,0	1.601	283.246	2,79	2,64
16	516.883,0	97.118.970,0	1.694	298.708	3,28	3,08
17	469.381,5	88.165.113,0	1.746	307.023	3,72	3,48
18	427.667,5	80.362.622,0	1.838	324.653	4,30	4,04
19	376.764,0	70.826.982,0	1.657	322.924	4,40	4,56
20	322.801,0	61.030.419,0	1.592	291.565	4,93	4,78
21	289.818,5	56.541.828,0	1.457	282.743	5,03	5,00
22	273.711,0	55.599.724,0	1.334	268.690	4,87	4,83
23	264.250,5	55.744.811,5	1.428	308.125	5,40	5,53
24	263.099,5	58.208.782,5	1.383	311.729	5,09	5,36
25	267.565,5	61.636.728,5	1.346	311.532	5,03	5,05
26	274.476,0	64.990.657,0	1.460	348.102	5,32	5,36
27	282.859,0	68.123.235,5	1.502	368.579	5,31	5,41
28	289.662,5	70.501.929,0	1.523	377.308	5,26	5,35
29	293.591,5	72.091.980,5	1.744	426.228	5,94	5,91
30	295.485,5	72.955.720,0	1.694	441.494	5,73	6,05
31	295.247,5	73.209.449,0	1.751	452.405	5,87	6,18
32	291.192,5	72.455.721,0	1.758	453.434	6,04	6,26
33	284.214,0	70.934.397,5	1.861	497.274	6,55	7,01
34	275.290,5	69.052.218,0	1.847	488.291	6,71	7,07
35	264.724,5	66.797.357,0	1.847	486.596	6,98	7,28
36	254.207,0	64.361.545,5	1.899	504.724	7,47	7,84
37	243.276,5	61.625.451,0	1.851	485.738	7,61	7,88
38	232.133,0	58.988.624,5	1.868	491.133	8,05	8,33
39	224.007,0	56.902.683,0	1.962	534.860	8,76	9,40
40	215.960,5	54.896.787,0	1.860	496.712	8,61	9,05



TABELLE I. (Fortsetzung.)

1	2	3	4	5	6	7
Alter.	Unter einjährigem Risiko gestandene		Wirklich eingetretener Sterblichkeitsabgang an		Sterbenswahrscheinlichkeit in Promillen.	
	Policen.	Versich. Summen M.	Policen.	Vers. Summ. M.	Policen.	Vers. Summen M.
41	206.250,5	52.195.463,5	1.912	532.859	9,27	10,21
42	198.418,5	49.817.826,5	1.861	516.493	9,38	10,37
43	190.661,0	47.340.272,0	1.921	508.576	10,08	10,74
44	182.163,5	44.635.151,5	1.918	523.523	10,53	11,73
45	173.856,5	41.993.148,5	1.865	484.820	10,73	11,55
46	166.670,0	39.737.268,5	1.881	474.583	11,29	12,25
47	159.449,0	37.384.982,5	1.938	492.002	12,15	13,16
48	153.021,0	35.272.803,5	2.058	534.374	13,45	15,15
49	148.380,5	33.451.534,5	2.035	499.508	13,71	14,93
50	144.043,5	31.764.048,0	2.105	516.278	14,61	16,25
51	138.463,5	29.911.308,5	2.158	510.700	15,59	17,07
52	132.847,0	28.049.025,5	2.073	472.120	15,60	16,84
53	126.654,0	26.181.223,0	2.164	482.431	17,09	18,43
54	121.900,0	24.589.589,0	2.276	510.917	18,67	20,78
55	117.703,0	23.030.706,5	2.292	496.568	19,47	21,56
56	113.357,5	21.539.633,5	2.377	501.796	20,97	23,30
57	107.397,0	19.831.550,5	2.320	458.718	21,60	23,13
58	102.114,5	18.273.816,5	2.372	461.342	23,23	25,25
59	96.366,0	16.736.565,0	2.417	452.304	25,09	27,02
60	87.548,0	14.718.405,0	2.440	424.981	27,87	28,87
61	75.906,0	12.301.495,0	2.241	384.147	29,52	31,23
62	65.555,0	10.187.096,5	2.171	352.066	33,12	34,56
63	56.502,5	8.468.125,0	1.974	311.856	34,46	36,83
64	47.757,5	6.909.011,5	1.820	276.600	38,11	40,03
65	39.028,0	5.476.640,5	1.620	227.337	41,51	41,51
66	31.139,5	4.239.254,0	1.396	210.471	44,83	49,65
67	24.574,5	3.232.159,0	1.189	159.510	48,38	49,35
68	18.785,0	2.408.469,0	932	113.302	49,61	47,04
69	13.967,5	1.768.229,0	748	98.559	53,55	55,74
70	10.132,5	1.265.276,5	621	79.739	61,29	63,02
71	7.028,5	867.288,0	446	56.518	63,46	65,17
72	4.723,0	579.170,0	355	42.760	75,16	73,83
73	3.242,5	372.487,0	268	32.034	82,65	86,00
74	2.045,5	232.656,5	201	22.374	98,26	96,17
75	1.274,5	143.107,0	126	15.873	98,86	110,92
76	803,5	84.756,5	65	8.279	80,90	97,68
77	507,0	53.195,5	47	5.721	92,70	107,55
78	301,0	31.652,0	37	3.765	122,92	118,95
79	216,0	23.005,5	33	3.789	152,78	164,70
80	140,5	15.188,5	17	1.113	121,00	73,28
81	102,5	10.714,5	18	2.126	175,61	198,42
82	65,5	6.765,5	8	753	122,14	111,30
83	44,5	4.586,0	8	593	179,78	129,31
84	14,5	1.518,5	3	635	214,29	118,18

TABELLE II.

*Ausgeglichenе Sterbenswahrscheinlichkeiten in Promillen.*

Alter.	Bevölkerung des Deutschen Reichs. Männliches Geschlecht.				Alter.	Bevölkerung des Deutschen Reichs. Männliches Geschlecht.			
	1871/1881	1881/1890	1891/1900	1901/1910		1871/1881	1881/1890	1891/1900	1901/1910
0	252,73	241,69	233,86	83,93	43	15,37	14,46	12,88	10,02
1	64,92	63,73	51,99	37,89	44	16,05	15,17	13,59	10,45
2	33,19	31,96	22,47	13,49	45	16,80	15,91	14,24	10,79
3	23,09	22,07	14,84	8,58	46	17,61	16,52	14,83	11,35
4	17,05	16,14	10,74	6,37	47	18,48	17,08	15,52	12,25
5	13,00	12,06	8,00	5,01	48	19,41	17,94	16,43	13,17
6	10,30	9,48	6,23	4,10	49	20,40	19,10	17,50	13,93
7	8,20	7,57	4,98	3,41	50	21,45	20,23	18,58	14,64
8	6,65	5,99	4,04	2,90	51	22,56	21,26	19,58	15,27
9	5,48	4,86	3,40	2,50	52	23,74	22,30	20,59	15,96
10	4,66	4,11	3,01	2,21	53	25,01	23,59	21,73	17,08
11	4,09	3,62	2,74	2,07	54	26,39	25,03	23,09	18,45
12	3,68	3,27	2,57	2,05	55	27,90	26,68	24,60	19,69
13	3,47	3,09	2,54	2,13	56	29,56	28,39	26,13	20,72
14	3,52	3,12	2,69	2,38	57	31,39	29,78	27,71	21,78
15	3,87	3,45	3,06	2,79	58	33,42	31,62	29,50	23,22
16	4,51	4,09	3,65	3,27	59	35,68	34,27	31,60	25,21
17	5,31	4,79	4,33	3,76	60	38,20	36,93	33,94	27,55
18	6,10	5,43	4,96	4,19	61	41,00	39,31	36,49	30,01
19	6,85	6,04	5,44	4,55	62	44,09	41,86	39,33	32,46
20	7,50	6,54	5,76	4,82	63	47,48	45,06	42,49	34,99
21	8,05	6,86	5,91	4,98	64	51,18	48,81	45,91	37,98
22	8,53	7,01	5,91	5,08	65	55,20	52,72	49,54	41,52
23	8,52	7,01	5,85	5,17	66	59,56	56,56	53,42	44,96
24	8,47	7,05	5,83	5,15	67	64,29	60,38	57,65	47,70
25	8,48	7,18	5,90	5,13	68	69,42	64,88	62,36	50,09
26	8,55	7,30	5,98	5,20	69	75,00	70,39	67,61	54,20
27	8,68	7,47	6,04	5,29	70	81,08	76,55	73,35	59,80
28	8,85	7,71	6,13	5,46	71	87,70	83,18	79,52	66,02
29	9,05	7,98	6,31	5,70	72	94,89	90,33	86,16	71,03
30	9,28	8,29	6,54	5,82	73	102,67	98,38	93,39	76,33
31	9,54	8,67	6,80	5,88	74	111,05	107,41	101,35	81,91
32	9,84	9,14	7,10	6,11	75	120,94	117,10	110,08	87,78
33	10,19	9,59	7,47	6,45	76	129,65	126,11	119,44	93,94
34	10,58	10,00	7,89	6,75	77	139,89	135,48	129,43	100,40
35	11,01	10,50	8,35	7,04	78	150,77	147,06	140,19	107,13
36	11,48	11,00	8,84	7,35	79	162,30	158,72	151,67	114,15
37	11,99	11,38	9,33	7,69	80	174,48	170,77	163,76	121,43
38	12,53	11,80	9,82	8,12	81	187,31	184,61	177,94	128,97
39	13,08	12,36	10,35	8,54	82	200,74	199,20	192,11	136,73
40	13,63	12,94	10,93	8,83	83	214,67	214,51	208,72	144,71
41	14,18	13,47	11,54	9,11	84	229,00	230,55	225,57	152,87
42	14,75	13,94	12,18	9,52					

## TABELLE III.

*Ausgegliche Sterbenswahrscheinlichkeiten in Promillen.*

Alter.	Bevölkerung des Deutschen Reichs. Männliches Geschlecht.			Victoria Volks- Versiche- rung.	Abnahme in Prozenten		
	1871/1881	1881/1890	1891/1900		1871/1881 bis	1881/1890 bis	1891/1900 bis
	1871/1881	1881/1890	1891/1900		1880/1890	1891/1900	1901/1910
0	252,73	241,69	233,86	83,93	4,4	3,2	64,1
1	64,92	63,73	51,99	37,89	1,8	18,4	27,1
2	33,19	31,96	22,47	13,49	3,7	39,7	40,0
3	23,09	22,07	14,84	8,58	4,4	32,8	42,2
4	17,05	16,14	10,74	6,37	5,3	33,5	40,7
5	13,00	12,06	8,00	5,01	7,2	33,7	37,4
6	10,30	9,48	6,23	4,10	8,0	34,3	34,2
7	8,20	7,57	4,98	3,41	7,7	34,2	31,5
8	6,65	5,99	4,04	2,90	9,9	32,6	28,2
9	5,48	4,86	3,40	2,50	11,3	30,0	26,5
10	4,66	4,11	3,01	2,21	11,8	26,8	26,6
11	4,09	3,62	2,74	2,07	11,5	24,3	24,5
12	3,68	3,27	2,57	2,05	11,1	21,4	20,2
13	3,47	3,09	2,54	2,13	11,0	17,8	16,1
14	3,52	3,12	2,69	2,38	11,4	13,8	11,5
15	3,87	3,45	3,06	2,79	10,9	11,3	8,8
16	4,51	4,09	3,65	3,27	9,3	10,8	10,4
17	5,31	4,79	4,33	3,76	9,8	9,6	13,2
18	6,10	5,43	4,96	4,19	11,0	8,7	15,5
19	6,85	6,04	5,44	4,55	11,8	9,9	16,4
20	7,50	6,54	5,76	4,82	12,8	11,9	16,3
20-30	8,47	7,21	5,96	5,20	15,0	17,3	12,8
30-40	10,95	10,27	8,25	6,98	6,2	19,7	15,4
40-50	16,67	15,65	13,97	10,94	6,1	10,7	21,7
50-60	27,72	26,32	24,32	19,20	5,1	7,6	21,1
60-70	54,61	51,75	48,94	40,15	5,2	5,4	18,0
70-80	118,38	114,44	108,81	85,84	3,3	4,9	21,1

TABELLE IV.

*Ausgeglichene Sterbenswahrscheinlichkeiten in Promillen.*

Alter.	Deutsches Reich Gesamtbevölkerung 1891/1900.	Victoria Volksversicherung. Gesamtheit der Versicherten. 1901/1910.	Bei der Victoria weniger in Prozenten der Sterbenswahrsch. der Reichsbevölkerung.
0	216,70	83,93	61,3
1	50,96	37,89	25,6
2	22,10	13,49	39,0
3	14,64	8,58	41,4
4	10,71	6,37	40,5
5	8,03	5,01	37,5
6	6,31	4,10	35,0
7	5,08	3,41	32,9
8	4,15	2,90	30,1
9	3,51	2,50	28,8
10	3,10	2,21	28,7
11	2,86	2,07	27,6
12	2,76	2,05	25,7
13	2,80	2,13	23,9
14	2,97	2,38	19,9
15	3,28	2,79	14,9
16	3,70	3,27	11,6
17	4,15	3,76	9,4
18	4,56	4,19	8,1
19	4,90	4,55	7,1
20	5,17	4,82	6,8
20-30	5,85	5,20	11,1
30-40	8,08	6,98	13,6
40-50	11,93	10,94	8,3
50-60	21,00	19,20	8,6
60-70	45,59	40,15	11,9
70-80	105,16	85,84	18,4

## TABLES DE MORTALITÉ D'ENFANTS.

Par JULES WENDT, Berlin.

Les assurances souscrites sur la tête d'enfants sont presque toujours des assurances Mixtes et c'est la dotation en cas de vie qui est envisagée par le public comme but principal d'un contrat pareil. D'après l'expérience faite par la Victoria de Berlin, la mortalité parmi les enfants assurés est sensiblement inférieure pour la somme assurée que pour le nombre des polices, tandis que la mortalité des personnes adultes présente l'aspect contraire; elle est plus élevée pour la somme assurée que pour le nombre de polices. D'après ces expériences, il y a lieu de conclure que pour les assurances populaires d'adultes la sélection des assurés se produit — comme généralement pour les assurances en cas de décès — au détriment de l'assureur, tandis que les assurances d'enfants présentent une sélection dans le sens inverse. Les enfants bien portants sont généralement assurés pour des capitaux plus élevés que les enfants de constitution plus faible, conformément à l'expérience faite dans les assurances de capitaux différés (en cas de vie).

Les tableaux annexés au rapport font ressortir les résultats de la mortalité de l'assurance populaire de la Victoria de Berlin dans la décade 1901—1910. Aux effets d'une comparaison nous faisons ressortir les résultats des observations de mortalité basées sur le total de la population masculine de l'empire allemande pendant les 3 dernières décades du siècle écoulé et les résultats de l'assurance populaire de la Victoria pendant les premières 10 années du 20<sup>ième</sup> siècle.

On voit par cette reproduction que la mortalité de la population entière a remarquablement diminué d'une période de dix années à l'autre, et que la diminution de 1881/1890 jusqu'à 1891/1900 a été plus forte que celle entre 1871/1881 et 1881/1890. Mais on voit de plus que le taux de mortalité des assurances populaires pendant la période de 1901/1910 a été beaucoup plus faible que celle de la population entière dans la période précédente.

A l'heure qu'il est on n'est pas encore en mesure d'établir, en chiffres exacts, dans quelle mesure la mortalité des assurances populaires en Allemagne et spécialement celle des enfants reste inférieure à la mortalité de la population entière, observée pendant la même période.

## INFANTILE MORTALITY TABLES.

By JULIUS WENDT, Berlin.

---

German Insurance Companies do not issue ordinary whole life policies on children's lives, but generally they combine these policies with endowment policies, and the policy-holders as a rule have much more in mind the endowment than the death claim. The observations of the Victoria show that the ratio of death claims for insured children based on insured sums was considerably smaller than according to the number of policies issued, whereas in the case of adult persons the claim ratio based on insured sums was greater than when based on policies. Available experience shows that in the insurance of grown-up persons a selection unfavourable to the insurance company takes place, as usually in whole life insurance, whereas in children's insurance a selection to the other side is to be remarked; as a matter of fact, children of good health are insured in greater numbers and for higher amounts than others, just as in pure endowment assurance.

Annexed tables show the results of mortality experience in the industrial assurance of the „Victoria” during the ten years' period 1901 until 1910. For comparison's sake a table is prepared, showing the death rates of the entire male population of the German empire during the last three decades of the nineteenth century, and, on the other side, the death rates of the industrial insurance of the „Victoria” during the first ten years' period of the twentieth century. The result is that the death rate of the entire population has remarkably improved from decade to decade, especially from 1881/1890 to 1891/1900, but in such a way that the death rate of the industrial assurance has proved to remain inferior to the death rate of the entire population during the next preceding period. It would be highly interesting to state by exact figures in how far the death rate of industrial assurance in Germany, especially of children, has been lower than that of the whole population during the *same period*; such comparison, however, was not obtainable up to now.

---





# DIE KINDERSTERBLICHKEIT IN DER VOLKSVER- SICHERUNGS-ABTEILUNG DER DÄNISCHEN GESELLSCHAFT „TRYG“ IN DEN JAHREN 1899—1910

VON

DR. PHIL. CARL BURRAU, Kopenhagen.

Der kleine im folgenden gegebene Beitrag zur Frage von der Sterblichkeit versicherter Kinder hat den Vorteil der Homogenität. Er rührt ausschliesslich vom Volksversicherungspublikum der dänischen Städte her, also von einer ziemlich scharf begrenzten Schicht der Bevölkerung, der Schicht, für welche die Wochenprämienzahlung passt. Ausgeschlossen sind also sowohl die allerärmsten Bevölkerungsklassen als auch die einigermaßen bemittelten. In Anwendung kamen zwei Versicherungsformen, beide können jedoch, insofern als sie vom Leben des Kindes abhängen, als *Erlebensfallversicherungen* bezeichnet werden, jedoch mit Prämienrückgewähr beim Tode des Kindes, so dass man ziemlich sicher damit rechnen kann, dass die Gesellschaft von allen eingetretenen Todesfällen Nachricht bekommen hat. Der Unterschied der zwei Formen liegt nur im Wegfall oder Nicht-Wegfall der Prämienzahlung beim Tode des Versorgers.

Der Auszahlungstermin d. i. also der normale Ablauf der Versicherung ist die „Confirmation“, die im durchschnittlichen Alter von 14 $\frac{1}{4}$  Jahren stattfindet. Bei der betreffenden Bevölkerungsschicht hegt man den Wunsch die Confirmation so früh wie möglich stattfinden zu lassen, d. h. so früh, als es nach den offiziellen Anordnungen zulässig ist. Diese Anordnungen bestimmen, dass die Confirmation zweimal im Jahre und zwar im Anfange der Monate April und Oktober stattfindet. Die Kinder, die zwischen dem 1sten Mai und ultimo Oktober geboren sind, können bei der Oktober-Confirmation, als dem Abschluss ihres 14ten Jahres zunächst-

liegend, confirmirt werden, und die Kinder, die zwischen dem 1sten November und ultimo April des nächsten Jahres geboren sind, bei der entsprechenden April-Confirmation. Bei dem allgemeinen Wunsch, über eine Geldsumme bei dieser Gelegenheit disponieren zu können, hat nun eine Erlebensfallversicherung mit dem angegebenen Auszahlungstermin eine grosse Ausbreitung gefunden.

Der Eintritt fällt am häufigsten in die jüngeren Altersklassen, weil in den älteren Altersklassen nur eine kurze Dauer der Versicherung in Frage käme und damit — infolge der unvermeidlichen Unkosten, die mit der wöchentlichen Zahlung verbunden sind — ein zu starkes Missverhältnis zwischen Versicherungssumme und Summe der eingezahlten Prämien verbunden wäre. Es finden jedoch Aufnahmen bis zum Alter von 10 Jahren statt.

Zur jährlichen Berechnung der Prämienreserve dient ein Kartensystem und mittelst dieser Karten lässt sich auch die Sterblichkeit leicht beobachten. Beim Anfang jeder Versicherung wird eine Karte mit den üblichen Notierungen von Name, Nummer, Eintrittsdatum, Prämie, Versicherungssumme, Geburtsdatum u.s.w. ausgefüllt. Die Rubrik, die zur Ausfüllung des Auszahlungstermines bestimmt ist, wird mit einer Jahreszahl und entweder „April“ oder „Oktober“ ausgefüllt und zwar so, dass die im Kalenderjahre  $a$  Eintretenden mit dem Auszahlungstermin „ $a + b$ , April“ bezeichnet werden, wenn die Geburt zwischen dem 1sten November des Jahres ( $a + b - 15$ ) und dem 30sten April des Jahres ( $a + b - 14$ ) stattgefunden hat, und mit dem Auszahlungstermin „ $a + b$ , Oktober“, wenn die Geburt zwischen dem 1sten Mai und den 31sten Oktober des Jahres ( $a + b - 14$ ) fällt. Es wird nun vorausgesetzt, dass die mit „ $a + b$ , April“ bezeichneten Kinder alle am 1sten Februar des Jahres  $a + b - 14$  geboren sind und die mit „ $a + b$ , Oktober“ bezeichneten ebenso am 1sten August des Jahres  $a + b - 14$ . Wir setzen also voraus, dass die Geburten gleichmässig im Halbjahre verteilt sind, eine Hypothese, die durch Stichproben bestätigt worden ist, und deren Anwendbarkeit in diesem Zusammenhang auch nicht durch die Zahlen der allgemeinen Bevölkerungs-Statistik Dänemarks, betreffend die Verteilung der Geburten im Jahre, widerlegt wird. Doch müssen wir für die Versicherungen, die im ersten Lebensjahre des Kindes abgeschlossen werden, besondere Erwägungen berücksichtigen, für alle anderen bestimmen wir dagegen das Alter in der angegebenen Weise.

Beim Anfang dieser Untersuchung befanden sich die Karten

der Versicherungen, die pr. 31 December 1910 in Kraft waren, nach Eintritts-Kalenderjahren und innerhalb dieser Jahre nach Auszahlungsterminen, d.h. nach dem Alter geordnet. Der Bestand wurde nun nach den beiden Geschlechtern gezählt. Danach wurde der Bestand pr. 31 December 1909 dadurch konstruiert, dass die Karten der im Kalenderjahre 1910 (aus irgend welchem Grunde) erloschenen Versicherungen in denselben Gruppen sortiert und addiert wurden; in derselben Weise sind die Bestände pr. 31 December jedes Jahres ( $a + c$ ) konstruiert worden. Die Gruppen sind also nach drei Dimensionen geordnet:  $a$  durchläuft die Werte 1899, 1900..... bis 1910,  $b$  die Werte 4, 5, 6.....14 und  $c$  von 0 bis  $a + c = 1910$ .

Man bekommt nun Beobachtungen der Sterblichkeitsintensitäten:

$$a_{x,r} = \frac{d_{x,r}}{L_{x,r}};$$

es ist sehr leicht, die eingetroffenen Sterbefälle  $d_{x,r}$  den respektiven Gruppen zu adjungieren, und die Anzahl von durchlebten Jahren  $L_{x,r}$ , welche für jede Gruppe in Betracht kommt, ist die Mittelzahl der Bestände der Gruppe am Schluss des Jahres  $a + c$  und des Jahres  $a + c + 1$ . Nur für die Gruppen, die von den Anfangsjahren ( $c = 0$ ) und von den Confirmationsjahren herrühren, ist diese Bestimmung nicht zutreffend. Es müssen hier besondere Erwägungen berücksichtigt werden.

Wenn man die Voraussetzung von konstanter Eintritts- sowohl wie Austrittsintensität stellt, muss man für die Gruppen der Anfangsjahre

$$L_{x,r} = \frac{B}{2} + \frac{1}{6} \text{ (iu)}$$

setzen;  $B$  ist der Bestand der Gruppe am Schlusse des Anfangsjahres und (iu) ist die Anzahl der im Jahre eingetretenen und wieder im selben Jahre ausgeschiedenen Versicherungen. (Den Beweis für diesen Satz und für die folgenden Bestimmungen von  $L_x$  und  $x$  der exceptionellen Gruppen habe ich in einer Mitteilung im dänischen Aktuarverein am 11. Oktober 1911 geführt. 1)

Die Voraussetzung der konstanten Eintritts- und Austrittsintensitäten ist jedoch für die eintretenden Neugeborenen nicht zutreffend.

---

1) Gedruckt in dänischer Sprache im »Dansk Forsikrings-Aarbog«, Kopenhagen 1911.

Die Gruppen der eintretenden Neugeborenen zerfallen in zwei Abteilungen, je nachdem der Auszahlungstermin »April« oder »Oktober« ist. Für die April-Abteilung muss man die Formeln:

$$x = 8 \text{ Monate} \quad L_v = 0.451 B + 0.146 \text{ (iu)}$$

und für die Oktober-Abteilung:

$$x = 4 \text{ Monate} \quad L_v = \frac{2}{9} B + \frac{1}{18} \text{ (iu)}$$

anwenden.

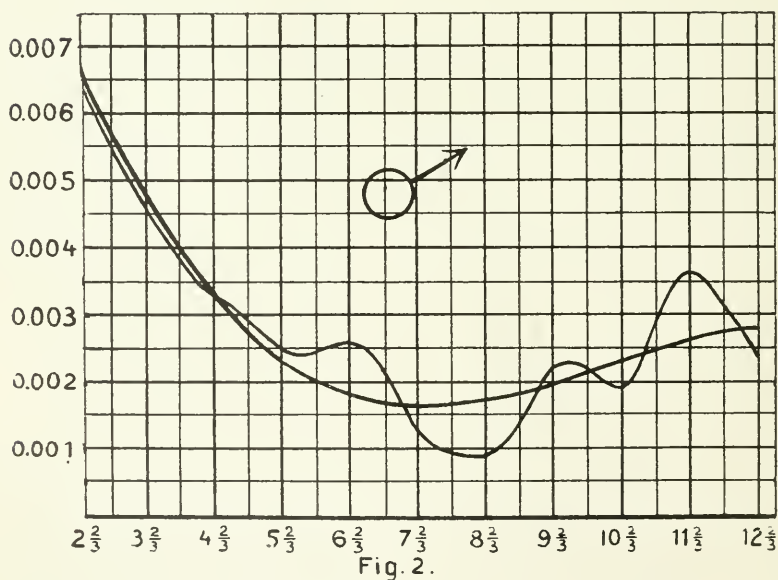
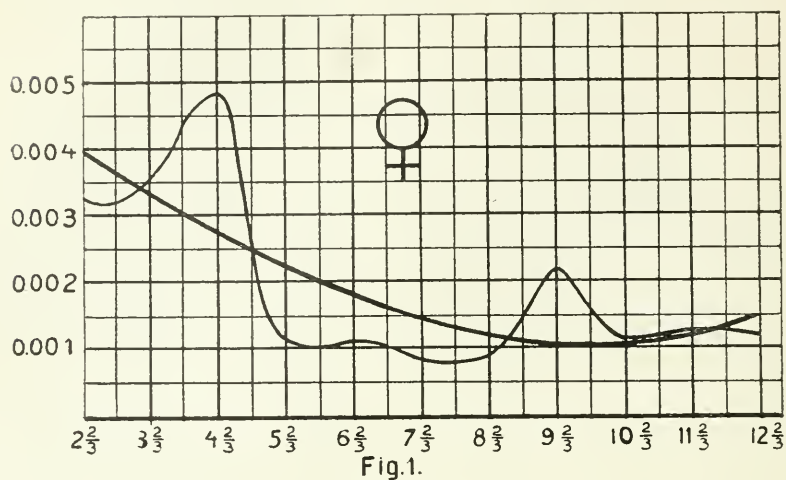
Für die Confirmationsjahre kommt man über alle Schwierigkeiten hinweg, wenn man die April- und Oktober-Abteilungen zusammenwirft und das Alter  $x$  gleich  $13\frac{41}{48}$  Jahre setzt, oder mit hinlänglicher Genauigkeit 13 Jahre 10 Monate.

Die Resultate sind in der folgenden Tafel zusammengestellt:

*Kindersterblichkeit der »TRYG« 1899—1910.*

Alter x.	Knaben.			Mädchen.		
	Anzahl Gestor- benen.	Lebens- jahre.	$\mu$ .	Anzahl Gestor- benen.	Lebens- jahre.	$\mu$ .
4 Mon.	8	165.3	0.0484	8	148.1	0.0540
8 »	22	533	413	13	515.2	252 <sup>5</sup>
11 »	34	1054.5	322 <sup>5</sup>	25	1032.5	242
1 Jahr 5 »	19	1285	148	24	1290	186
1 » 11 »	10	1501	67	12	1526	78 <sup>5</sup>
2 » 5 »	11	1584	69	7	1625.5	43
2 » 11 »	11	1592	69	4	1756	23
3 » 5 »	8	1735.5	46	8	1772.5	45
3 » 11 »	8	1795.5	44 <sup>5</sup>	5	1857.5	27
4 » 5 »	6	1829	33	12	1817	66
4 » 11 »	6	1839	33	6	1887	32
5 » 5 »	4	1811	22	1	1877.5	5 <sup>5</sup>
5 » 11 »	5	1819	28	3	1882	16
6 » 5 »	5	1774	28	2	1873	10 <sup>5</sup>
6 » 11 »	4	1782	22 <sup>5</sup>	2	1832.5	11
7 » 5 »	1	1728.5	6	0	1814.5	0
7 » 11 »	3	1722	17 <sup>5</sup>	3	1775.5	17
8 » 5 »	2	1645	12	2	1719	11 <sup>5</sup>
8 » 11 »	1	1585.5	6 <sup>5</sup>	1	1719.5	6
9 » 5 »	5	1547	32 <sup>5</sup>	3	1586.5	19
9 » 11 »	2	1451	14	4	1573.5	25 <sup>5</sup>
10 » 5 »	2	1451	14	0	1473	0
10 » 11 »	3	1262.5	24	3	1364	22
11 » 5 »	5	1210	41 <sup>5</sup>	1	1226.5	8
11 » 11 »	3	1007	30	2	1074	18 <sup>5</sup>
12 » 5 »	3	964.5	31	0	889.5	0
12 » 11 »	1	744.5	13 <sup>5</sup>	2	833.5	24
13 » 5 »	1	701	14	0	708	0
13 » 10 »	0	558.5	0.0000	1	628	0.0016
	193	39677.8		154	41077.3	

Vielleicht könnten die jüngsten Altersklassen eine etwas mehr detaillirte Behandlung verlangen, aber vom Alter 2 Jahre ab geht es sehr wohl an, mehrere der Altersklassen zu einer einzigen zu



vereinigen. Auf den beigefügten Figuren (Fig. 1 und 2) bezeichnet die unregelmässige Linie eine Darstellung der Erfahrungen, nachdem sie zu ganzjährigen Klassen vereinigt sind. Ueber die



regelmässig verlaufenden Linien, welche Resultate einer kleinen Ausgleichung sind, siehe unten.

Die Erfahrungen sind natürlich mit 347 Sterbefällen und etwa 80.000 Lebensjahren für beide Geschlechter zusammen zu wenig umfassend, um für sich allein die Grundlagen für Sterblichkeits tafeln zu bilden. Sie sind jedoch in mehreren Beziehungen nicht ohne Interesse. Die grössere Sterblichkeit des männlichen Geschlechts, die man in den bevölkerungs-statistischen Beobachtungen so gut kennt, kommt auch hier zum Ausdruck. — Die Sterblichkeit scheint ein Minimum etwa beim Alter 8 Jahre zu haben. Eine Ausgleichung — nach der Methode der kleinsten Quadrate und nach einer algebraischen Function dritten Grades — der Werte von  $\mu_x$  zwischen  $x = 2.67$  und  $12.67$  hat die Resultate, die in den Figuren durch die regelmässig verlaufenden Linien gegeben sind, hervorgebracht. (Bei den Mädchen genügte eine Function vom zweiten Grade; das Glied vom dritten Grade brachte keine Verbesserung). Das Minimum scheint besonders bei den Knaben reell zu sein. Vielleicht eine Wirkung der angefangenen Schule und damit grössere Gefahr für ansteckende Krankheiten. Unter den Todesursachen, die nach dem 7<sup>ten</sup> Jahre wirken, findet man häufig Scharlachfieber (mit Nierenleiden compliziert) und Meningitis.

Das am meisten hervortretende Merkmal der hier gegebenen Erfahrungen ist jedoch, dass die Sterblichkeit *ausserordentlich niedrig* ausfällt. Ein Vergleich zwischen den Sterblichkeitsintensitäten der ganzen Bevölkerung Dänemarks (nach den Publikationen des dänischen Statistischen Bureaus über die Sterblichkeit 1901—1905) und den Resultaten der oben erwähnten Ausgleichung zeigt, dass die Sterblichkeitsintensitäten der letztgenannten fast überall niedriger, bisweilen bedeutend niedriger sind, als die der Bevölkerung (Siehe die beigefügte graphische Darstellung des Vergleiches Fig. 3). Eine hierzu mitwirkende Ursache meint man darin zu finden, dass die Mütter der Kinder, die hier in Betracht kommen, einerseits nicht den Widerwillen der Mehrbemittelten gegen die Beschwerlichkeiten haben, die damit verbunden sind die Kinder selbst zu stillen, und andererseits doch soweit wohlsituiert sind, dass sie nicht am Stillen verhindert werden z.B. durch Arbeit u. s. w. Sei es hiermit, wie es immer sein kann, jedenfalls ist die niedrige Kindersterblichkeit eine Ehre für diese Schicht der Bevölkerung Dänemarks.

---



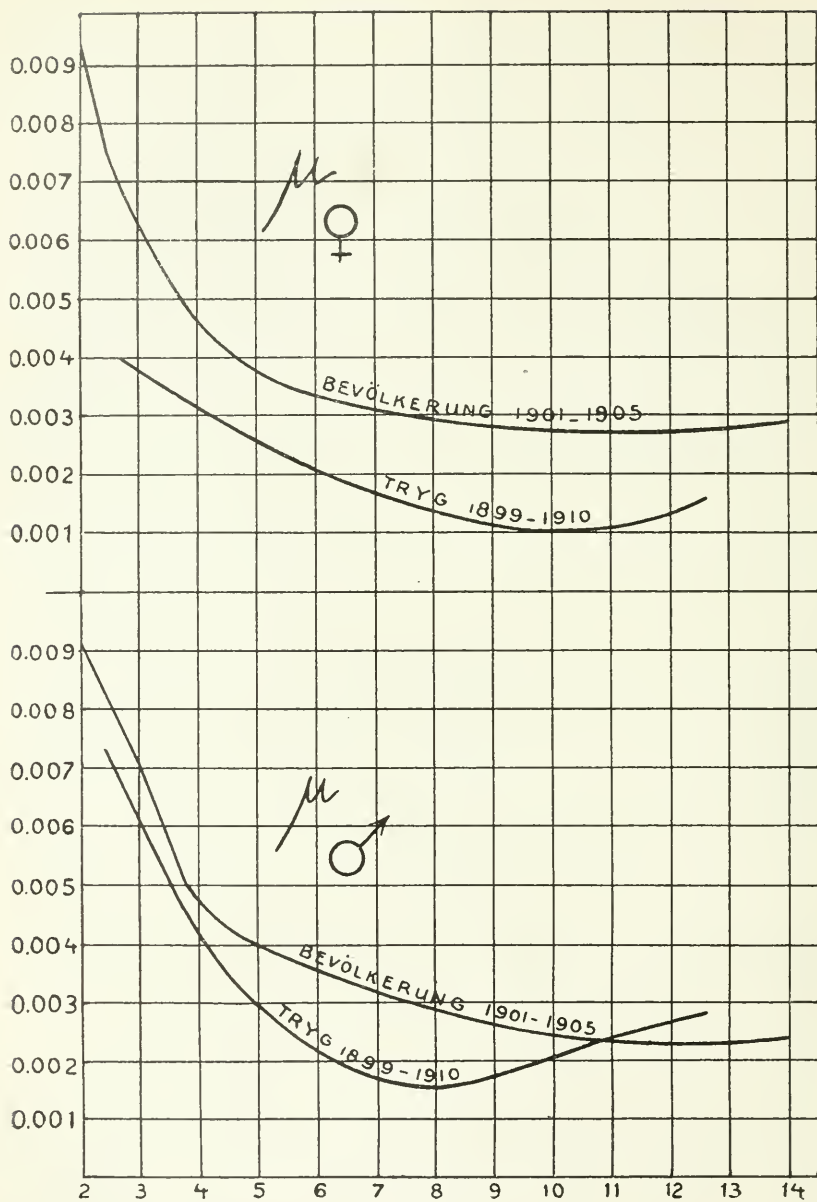


Fig. 3.

SUR LA MORTALITÉ DES ENFANTS ASSURÉS DANS LA  
SECTION D'ASSURANCES POPULAIRES DE LA „TRYG”  
PENDANT LES ANNÉES 1899—1910.

PAR

CARL BURRAU, Copenhague.

---

Les expériences de ladite compagnie relatives à la mortalité des enfants assurés en cas de vie (avec remboursement des primes payées en cas de décès) se trouvent dans le tableau à la page 5. Ce tableau contient le nombre des années d'observation, celui des décès survenus ainsi que la force de mortalité correspondante.

Les résultats d'une graduation des taux de mortalité pour les âges de 2 à 12 ans sont donnés par le tableau graphique de la page. 6; ce tableau fait ressortir le minimum de la mortalité, pour les garçons, à environ 8 ans, et pour les filles à environ 10 ans.

Enfin, un tableau graphique à la page 8 donne la comparaison entre la mortalité résultant de ces recherches et la mortalité générale en Danemark. La mortalité des enfants *assurés* (dans la section d'assurances populaires) paraît être très peu élevée, par rapport à celle observée parmi les enfants de la population générale.

---

MORTALITY OF CHILDREN INSURED IN THE INDUSTRIAL  
BRANCH OF THE DANISH LIFE INSURANCE COMPANY  
"TRYG" IN THE YEARS 1889—1910.

BY

CARL BURRAU, Copenhagen.

---

For the insurances in question the sum insured is paid if the child survives to a fixed date, the premiums paid being returned on the child's death before that date. In the table page 5 are

given "years of exposure", "deaths" and the corresponding "force of mortality".

The results of a graduation of the values of the force of mortality for ages from 2 to 12 years are given in the graphic table page 6, showing a minimum in the mortality at about 8 years for boys and 10 years for girls.

Another graphic table (page 8) gives a comparison of the mortality found by this investigation and the mortality in the general population in Denmark 1901—1905. The mortality of *insured* children (and, more precisely, of children insured in the industrial branch) seems to be very low.

# ÜBER DIE KINDERSTERBLICHKEIT DER DÄNISCHEN VERSORGUNGSKASSE „BIKUBEN“.

VON

C. KREBS, Kopenhagen.

---

Die Gesellschaft „Bikuben“, in Kopenhagen, die im Jahre 1857 gegründet ist, hat eine Kinderversorgungskasse, die Kinder im Alter von weniger als zehn Jahren als Mitglieder aufnimmt. Die Kinder können entweder einmalige oder jährliche Prämien bezahlen. Kinder, die in demselben Jahre geboren sind, bilden eine Jahresgruppe. Doch wurde im Jahre 1890 die erste Serie abgeschlossen und vom weiteren Zugang abgeschnitten; gleichzeitig wurde eine zweite Serie errichtet, und in Folge dessen können Kinder, die in den Jahren 1881—1890 geboren sind, in beiden Serien Mitglieder sein, weshalb es möglich ist, dass ein Kind in dieser Untersuchung zweimal als Mitglied mitgezählt ist.

Jede Jahresgruppe zerfällt in zwei Abteilungen; in der einen, Abteilung A, werden die bezahlten Prämien rückerstattet, wenn das Mitglied stirbt oder auswandert; wenn es die Prämienzahlungen einstellt, werden die bezahlten Prämien beim Ablauf der Gruppe rückerstattet. In der Abteilung B wird nichts zurückbezahlt, wenn das Mitglied nicht beim Ablauf der Gruppe lebt und alle Prämien bezahlt hat. Der Ablauf findet am Schlusse des Jahres statt, in welchem die Mitglieder das 21. Lebensjahr vollenden.

Es ist die Sterblichkeit unter Kindern, die Mitglieder dieser Kasse gewesen sind, die hier untersucht werden soll. Da aber nichts zurückbezahlt wird, wenn ein Mitglied in Abteilung B stirbt, ist es immer zweifelhaft, ob man die Todesfälle in dieser Abteilung erfährt, und man hat es deshalb für richtig befunden, nur die Mitglieder der Kasse A in die Untersuchung aufzunehmen. Nur wenige Mitglieder, ca. 40, haben das Ihnen zukommende Geld nicht behoben, und da das Geld, wenn das Mitglied stirbt, sofort behoben

werden kann, dagegen, wenn es austritt, erst nach Ablauf der Gruppe, so ist es wahrscheinlich, dass die meisten von denen, die ihr Geld nicht behoben haben, nicht gestorben sind. Man hat diese Mitglieder als ausgetreten betrachtet, u. z. zu der Zeit, wo sie das letzte Mal die Prämien bezahlten.

Die Untersuchung erstreckt sich über die Zeit vom 1. Jan. 1875 bis 31. December 1909 und umfasst 4429 männliche und 5013 weibliche Mitglieder, im ganzen 9442 Mitglieder mit 137849 Beobachtungsjahren. Man hat das Material in zwei Hauptgruppen geteilt, um die Sterblichkeit vor und nach dem 1. Januar 1890 gesondert zu betrachten. Innerhalb dieser Gruppen ist eine doppelte Trennung vorgenommen, nämlich erstens: zwischen Knaben und Mädchen, und zweitens: zwischen den ersten fünf Jahren nach dem Eintritt und den späteren Jahren.

In den Tafeln 1 und 2 sind die Resultate der Untersuchung angegeben. Da der Eintritt und Austritt von Monat zu Monat berechnet ist, wird das Verhältnis zwischen den Toten und der Zahl der Beobachtungsjahre ungefähr die Sterbe-Intensität geben, nicht — wie dies bei Berechnung von Geburtstag zu Geburtstag der Fall wäre — die Sterbenswahrscheinlichkeit für ein Jahr. Das Alter  $n$  bedeutet deshalb  $n$  bis  $n + 1$ .

Um die Sterblichkeit der verschiedenen Gruppen vergleichen zu können, hat man die Anzahl der Todesfälle, die nach der allgemeinen Sterbetafel für *Dänemark* 1901—1905 (Danmarks Statistik, statistisk Tabelværk Femte Række Litra A No. 6), in jeder Gruppe eintreten sollten, beziehungsweise für Knaben und Mädchen berechnet. Gleichzeitig hat man für die Gruppen, die die Erfahrungen vor dem 1. Jan. 1890 angeben, berechnet, wie viele Todesfälle nach den Erfahrungen Dänemarks für die Periode 1885—1894 eintreten sollten.

Wenn man die Tafeln betrachtet, fällt es gleich auf, dass die Sterblichkeit vor dem 1./1. 1890 viel grösser war als in der späteren Periode. Eine Ausnahme machen jedoch die Erfahrungen für Knaben, die über fünf Jahre Mitglieder gewesen sind. Bei diesen ist der Unterschied nicht gross.

Wenn man die Todesfälle, die nach den Erfahrungen von 1885—94 eintreten sollten, mit den wirklichen Todesfällen in der ersten Gruppe vergleicht, sieht man, dass die Sterblichkeit der ersten Periode im Vergleich zu der damaligen Sterblichkeitserwartung nicht gross war.

*Die ersten fünf Jahre nach dem Eintritt.*

Alter.	Vor 1/1 1890.				Nach 1/1 1890.			
	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1885/94 berechneten Todesfälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.	
0	229	16	20.	17.	225	9	17.	
1	1011	23	35.22	19.99	881	12	17.42	
2	1403	24	20.86	11.16	1207	2	9.60	
3	1575	12	23.00	9.23	1369	10	8.02	
4	1660	24	18.75	7.20	1496	8	6.49	
5	5649	83	103.83	47.58	4953	32	41.53	
6	1537	14	14.76	5.80	1381	6	5.21	
7	973	9	8.00	3.31	698	4	2.37	
8	658	3	4.64	2.00	405	2	1.23	
9	501	2	3.00	1.39	299	2	0.83	
10	413	»	2.24	1.06	232	1	0.59	
11	4082	28	32.70	13.56	3015	13	10.23	
12	304	2	1.47	0.73	155	1	0.37	
13	193	1	0.87	0.45	110	1	0.25	
14	119	»	0.51	0.27	66	»	0.15	
15	61	1	0.26	0.14	37	»	0.09	
16	16	»	0.07	0.04	11	»	0.03	
17	693	4	3.18	1.63	379	»	0.89	
18	10653	131	159.71	79.77	8572	54	69.65	

Für das erste Jahr ist die Anzahl der Todesfälle durch monatliche Sterblichkeitsintensitäten berechnet.

*Ueber fünf Jahre nach dem Eintritt.*

Vor 1/1 1890.					Nach 1/1 1890.				
Alter.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1885/94 berechneten Todesfälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.		
5	165	»	1.58	0.62	249	2	0.94		
6	726	7	5.97	2.47	1037	2	3.53		
7	1013	3	7.14	3.08	1435	4	4.36		
8	1115	6	6.82	3.09	1639	3	4.54		
9	1170	2	6.35	2.99	1770	8	4.53		
10	1210	4189	18	27.86	2.90	12.25	6130	19	17.90
11	1204	»	5.85	2.90	1895	6	4.54		
12	1166	1	5.40	2.79	2013	4	4.66		
13	1088	4	4.97	2.69	2117	6	4.88		
14	1005	4	4.59	2.54	2187	7	5.11		
		3	4.28	2.56	2254	5	5.75		
15	893	5673	12	25.09	2.63	13.48	10466	28	24.94
16	779	3	4.00	2.63	2311	7	6.79		
17	682	3	3.76	2.53	2332	10	7.57		
18	600	3	3.54	2.35	2342	5	8.06		
19	513	»	3.33	2.18	2336	8	8.50		
		4	3.05	2.00	2331	7	9.10		
20	434	3467	13	17.68	1.85	11.69	11652	37	40.02
21	204	»	2.75	1.85	2302	10	9.83		
		3	1.41	0.94	1133	9	5.23		
	638	3	4.16	2.79	3435	19	15.06		
	13967	46	74.79	40.21	31683	103	97.92		

*Die ersten fünf Jahre nach dem Eintritt.*

Vor $\frac{1}{2}$ 1890.					Nach $\frac{1}{2}$ 1890.				
Alter.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1885/94 berechneten Todesfälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.	Anzahl von Beobachtungs-jahren (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.		
0	199	13	16.	12.	256	7	16.		
1	199	13	16.	12.	256	7	16.		
2	956	23	31.43	18.29	1054	9	20.17		
3	1424	18	26.52	11.06	1445	9	11.22		
4	1637	14	23.85	8.85	1631	9	8.81		
5	1777	18	21.09	7.37	1746	11	7.24		
6	5794	73	102.89	45.57	5876	38	47.44		
7	1700	17	17.35	5.99	1591	7	5.61		
8	1154	6	10.08	3.72	816	5	2.63		
9	832	4	6.27	2.53	456	1	1.39		
10	677	2	4.47	1.96	340	2	0.98		
11	505	2	3.36	1.59	285		0.80		
12	4928	31	41.53	15.79	3488	15	11.41		
13	442	2	2.52	1.22	234		0.65		
14	317		1.80	0.87	172		0.47		
15	201		1.14	0.55	112		0.31		
16	86		0.49	0.24	58		0.16		
17	21		0.12	0.06	13		0.04		
18	1067	2	6.07	2.94	589		1.63		
19	11988	119	106.49	76.30	10209	60	76.48		

Für das erste Jahr ist die Anzahl der Todesfälle durch monatliche Sterblichkeitsintensitäten berechnet.

*Ueber fünf Jahre nach dem Eintritt.*

Vor $\frac{1}{2}$ 1890.					Nach $\frac{1}{2}$ 1890.				
Alter.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1885/94 berechneten Todesfälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Die nach der Sterbetafel Dänemarks für 1901/05 berechneten Todesfälle.		
5	158	2	1.61	0.56	249	1	0.88		
6	743	4	6.49	2.39	1110	5	3.58		
7	1097	7	8.26	3.34	1562	6	4.76		
8	1266	8	8.37	3.66	1758	4	5.08		
9	1335	4	7.94	3.76	1912	5	5.39		
10	4590	25	32.67	13.71	6591	21	19.69		
11	1370	5	7.82	3.79	2033	7	5.63		
12	1361	2	7.75	3.73	2167	3	5.94		
13	1322	6	7.52	3.65	2300	8	6.34		
14	1266	4	7.19	3.58	2423	5	6.85		
15	1178	1	6.68	3.59	2519	7	7.68		
16	6497	18	36.96	18.34	11442	30	32.44		
17	1049	6	5.96	3.57	2575	4	8.77		
18	918	5	5.19	3.35	2610	6	9.51		
19	768	4	4.35	2.91	2658	10	10.07		
20	644	5	3.64	2.53	2662	13	10.45		
21	530	3	2.99	2.14	2663	5	10.75		
22	3909	23	22.13	14.50	13168	38	49.55		
23	424	1	2.37	1.75	2636	5	10.88		
24	191	»	1.05	0.82	1320	7	5.63		
25	615	1	3.42	2.57	3956	12	16.51		
26	15620	67	95.18	49.12	35157	101	118.19		



Sehr auffallend ist es, dass die Sterblichkeit in den ersten fünf Jahren nach dem Eintritt grösser als später war, besonders in der ersten Periode. Man kann jedoch nur die Alter von 5—9 Jahren in dieser Beziehung vergleichen; von 0—4 Jahren gibt es selbstverständlich niemand, der mehr als fünf Jahre Mitglied war, und von Mitgliedern über 10 Jahre gibt es nur sehr wenige, die nicht fünf Jahre in der Kasse waren. Man könnte darum vielleicht die grössere Sterblichkeit der ersten fünf Jahre als zufällig betrachten; es ist jedoch möglich, dass die Kasse zuweilen gebraucht wird, um schwächliche Kinder zu versorgen.

Wenn das Material zur Berechnung von Todesfallversicherungen gebraucht werden sollte, würde man sich wohl nicht bedenken, die Erfahrungen der ersten Periode mitzurechnen. Da es sich aber um Berechnung von Leibrenten oder anderen Lebensfallversicherungen dreht, ist es sehr bedenklich, veraltete Erfahrungen zu brauchen, wenn die Sterblichkeit durch längere Zeit eine stark abnehmende Tendenz aufweist. Andererseits ist das Material schon klein genug, und wenn man die Erfahrungen vor dem 1./1. 1890 abschneidet, könnte vielleicht mit Recht gefragt werden, ob man aus den verbleibenden, so geringen Erfahrungen noch etwas entnehmen kann. Das Material hat jedoch den Vorzug, dass es sehr homogen ist. Es sind meistens Kinder der Mittelklasse, die Mitglieder werden, und wenn sie einmal eingetreten sind, bleiben sie bis zum 21sten Jahre, wenn sie nicht sterben oder auswandern. Selbst wenn die Erfahrungen nicht direkt gebraucht werden können, kann es doch Bedeutung haben, sie mit anderen Erfahrungen zu vergleichen.

Die folgende Tafel ist eine Zusammenstellung der Erfahrungen der zweiten Periode (nach dem 1. Jan. 1890), wobei man die Ergebnisse der ersten fünf Jahre nach dem Eintritt und die Resultate der späteren Jahre zusammengezogen hat. Die ersten drei Spalten (Alter, Anzahl von Beobachtungsjahren und Todesfällen) brauchen keine Erklärung. Die vierte Spalte („Ausgeglichene Sterblichkeitsintensität“) ist berechnet durch eine Ausgleichung der Summen von  $\log.(1-\mu_x)$ , wo  $\mu_x$  die Sterblichkeitsintensität bezeichnet; die Ausgleichung ist nach einer algebraischen Funktion dritten Grades mit den Argumenten 3, 8, 13 und 21 vorgenommen. Die vierte Kolonne (Todesfälle nach den ausgeglichenen Sterblichkeitsintensitäten) gibt die nach der ausgeglichenen Sterblichkeitstafel im Verhältnis zu der Anzahl von Beobachtungsjahren berechneten Todesfälle an. Endlich finden sich in der letzten Kolonne die

TAFEL III. Zusammenstellung der Erfahrungen der Periode nach dem 1. 1. 1890.

K N Ä B E N.				M Ä D C H E N.						
Alter.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Ausgegliche ne Sterblichkeits- Intensitäten.	Die nach den ausgeglichenen Intensitäten berechneten Todesfälle.	Sterblichkeits- Intensitäten nach den allgemeinen Erfahrungen Dänemarks für 1901/05.	Anzahl von Beobachtungs-jahren. (Durchlebte Zeit).	Todes-fälle.	Ausgegliche ne Sterblichkeits- Intensitäten.	Die nach den ausgeglichenen Intensitäten berechneten Todesfälle.	Sterblichkeits- Intensitäten nach den allgemeinen Erfahrungen Dänemarks für 1901/05.
1	881	12	0.00800	7.05	0.01977	1054	9	0.00827	8.72	0.01914
2	1207	2	0.00707	8.53	0.00795	1445	9	0.00730	10.55	0.00777
3	1369	10	0.00622	8.52	0.00586	1631	9	0.00642	10.47	0.00540
4	1496	8	0.00546	8.17	0.00434	1746	11	0.00560	9.78	0.00415
5	1630	32	0.00478	32.27		5876	38		30.52	
6	1735	8	0.00416	7.78	0.00377	1840	8	0.00490	9.02	0.00353
7	1840	6	0.00367	7.22	0.00340	1926	10	0.00425	8.19	0.00322
8	1938	6	0.00324	6.75	0.00304	2018	7	0.00367	7.41	0.00305
9	2002	3	0.00290	6.28	0.00277	2098	6	0.00320	6.71	0.00288
10	2050	9	0.00262	5.81	0.00256	2107	5	0.00280	6.15	0.00282
11	2123	32	0.00244	33.84		10079	36		37.48	
12	2183	6	0.00237	5.37	0.00239	2267	7	0.00250	5.67	0.00277
13	2224	4	0.00235	5.18	0.00231	2339	3	0.00225	5.26	0.00274
14	2265	7	0.00242	5.23	0.00234	2481	8	0.00210	5.07	0.00276
15	2311	5	0.00260	5.48	0.00255	2532	5	0.00202	5.01	0.00283
16	2332	28	0.00280	26.43		12031	30	0.00205	5.19	0.00305
17	2342	7	0.00315	6.01	0.00294	2575	4	0.00212	5.46	0.00340
18	2336	10	0.00356	6.53	0.00324	2610	6	0.00230	6.00	0.00364
19	2331	5	0.00407	7.38	0.00344	2658	10	0.00257	6.83	0.00379
20	2302	8	0.00462	8.32	0.00364	2662	13	0.00290	7.72	0.00393
21	11652	7	0.00462	9.49	0.00390	2663	5	0.00330	8.79	0.00404
22	3435	37	0.00530	37.73		13168	38		34.80	
23	40030	10	0.00530	10.64	0.00427	2636	5	0.00382	10.07	0.00413
24		9		6.00	0.00462	1320	7	0.00438	5.78	0.00427
25		19		16.64		3956	12		15.85	
26		148		146.91		45110	154		153.85	

Das Alter 0 ist hier ausgeschlossen.

Sterblichkeitsintensitäten der allgemeinen Erfahrungen Dänemarks 1901—1905.

Es könnte vielleicht befremden, dass die Erfahrungen der „Bikuben“ durchschnittlich nicht eine bedeutend kleinere Sterblichkeit als die Erfahrungen des ganzen Landes zeigen. Dies ist jedoch erklärlich, wenn man sich erinnert, dass die Sterblichkeit in stetiger Abnahme begriffen ist, und dass die Erfahrungen der Periode 1890—1909 daher eine Periode mit grösserer Sterblichkeit als die Erfahrungen von 1901—1905 umfassen. Dazu kommt, dass die Mitglieder der „Bikuben“ hauptsächlich aus der städtischen Bevölkerung entnommen sind, und dass die Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung durch die niedrige Sterblichkeit der Landbevölkerung herabgesetzt wird.

---

## SUR LA MORTALITÉ DES ENFANTS ASSURÉS À LA CAISSE DE PRÉVOYANCE DANOISE DITE »BIKUBEN«.

PAR

C. KREBS, Copenhague.

---

Les tables 1 et 2 annexées à ce mémoire exposent les résultats des expériences de la Caisse de prévoyance d'enfants, dite »Bikuben«. Ce travail comprend les observations faites sur 9442 intéressés, âgés entre 0 et 22 ans et représentant 137849 années d'observation. L'auteur a examiné séparément deux périodes, avant et après le 1<sup>er</sup> Janvier 1890, et pour chacune de ces périodes, il a réuni en groupes séparés, tant les expériences parmi les hommes (garçons) et celles parmi les femmes (filles), tant les expériences des premières cinq années d'observation et celles des années postérieures. En dehors du nombre d'années d'observation et de celui des décès survenus, l'auteur a calculé d'abord les décès à prévoir d'après la mortalité générale en Danemark pendant les années 1901—1905; enfin de les comparer avec les résultats de la période avant le premier Janvier 1890, il a indiqué également le nombre des décès à prévoir d'après la mortalité générale en Danemark 1885—1894.

Les tables démontrent, ainsi qu'on pouvait s'y attendre, que la mortalité a été beaucoup plus élevée pendant la première période

que pendant la seconde. Mais, ce qui paraît plus étrange, il en ressort également que la mortalité pendant les premières cinq années d'observation a été plus élevée que pendant les années subséquentes. Pour expliquer ce fait, il faudra supposer peut-être qu'on a parfois inscrite à la dite Caisse des enfants d'une constitution plutôt chétive.

La table 3 donne, pour la période 1890—1909, le total des expériences réunies des premières cinq années après l'admission tant que des années postérieures. Les taux instantanés de mortalité calculés sur ces expériences ont été ajustés d'après une fonction du 3<sup>e</sup> degré, et l'auteur a également calculé les décès à prévoir d'après ces taux ajustés. Pour comparaison, on a ajouté les taux instantanés de mortalité calculés sur la base des expériences relatives à la mortalité générale en Danemark pendant les années 1901—1905.

---

## MORTALITY OF CHILDREN IN THE DANISH PROVIDENT INSTITUTION »BIKUBEN«.

BY

C. KREBS, Copenhagen.

---

Tables 1 and 2 of this paper give the results of mortality experience, derived from the section for pure endowment assurance of children in the Company »Bikuben«; the number of members of the said section amounts to 9442 with 137849 years of exposure in the ages from 0 to 22 years. The author has divided the experience for the time before January 1<sup>st</sup> 1890 on the one side and the experience for the time after this date on the other; in each of these groups subdivisions have been made for the first 5 years after entry and for the following years, both for male and female risks. The tables show the »years of exposure«, the numbers of actual »death claims« and, as a matter of comparison, the numbers of death cases which might have been expected according to the mortality experience for the general population of Denmark during the years 1901 to 1905. As to the experience previous to 1<sup>st</sup> January 1890, the mortality expectation of the general Danish population in 1885—1894 is equally quoted.

As it is to be seen from these tables, mortality rates were much higher in the first than in the second period. Furthermore, the tables show the rather surprising fact that mortality during the first 5 years after entry is a greater one than during the following years. This circumstance seems to indicate that in a certain number of cases the Institution has been used for insuring children which were not in a perfect state of health.

Table 3 gives, for the period of 1890 to 1909 the composed experience of the first 5 and of the following years; the corresponding force of mortality has been graduated with the aid of a function of the third degree. The table gives the number of death cases computed according to the graduated values of the force of mortality. For comparison, the force of mortality for the general population of Denmark in the years 1901—1905 is quoted in the table.



# TABLES OF MORTALITY FOR BENEFITS TO YOUNG LIVES

BY

ROBERT MARSHALL HUNTER, F. F. A.,

of the Scottish Provident Institution, Edinburgh.

---

The Tables constructed from the experience of lives assured in British Offices and used in the United Kingdom for the calculation of premiums for assurances commence at age 10. Where the age at entry is under 10, it is necessary to bring into use tables based on the mortality experience of the general population or of some class in society. Similar expedients must be used in calculating the values of annuities at an age below 20 at which the Tables based on the experience of annuitants start. With a view to ascertaining the bases used in the case of pure endowments (with and without return of premiums) and deferred annuities to young lives, enquiries were made of the 23 largest British Offices, and their replies, with other interesting information in regard to these and other classes of benefit available to minors are summarised below. The use of mortality tables based on population statistics (or the like) for the calculation of premiums is also referred to.

## *Pure Endowments.*

These are generally made payable at age 21, but age 25 is sometimes preferred. The object is generally to start a son in business or to provide a marriage portion for a daughter. Where the benefit (if secured by annual premium) includes a return in the event of death before maturity or of surrender, the practice is to guarantee a return of all premiums paid in the event of death; surrender values are generally quoted on application, but, where guaranteed, include: — all premiums paid, 90 % of premiums



paid, all premiums paid except the first, &c.. In single premium cases, the whole premium at least is returned in the event of death and a surrender value is allowed from the outset. A development of the endowment — generally in with return cases — is to make the premiums cease in the event of the death of the parent or guardian, the premiums being slightly higher than in ordinary endowments. In regard to the business in force at the last Valuations of the Offices mentioned,

3 Offices (who did not differentiate between With and Without Return cases) had

1101 policies (mostly on With Return  
Scale) for £ 260,382.

16 Offices had on

With Return Scale, 8178 policies for £ 1,283,787, &  
Without Return Scale, 397 „ „ £ 106,493.

(Of these 16 Offices, 6 had only 36 Without Return cases between them).

Of the remaining 4 Offices, who state that they do not do the business, one restricts itself to the optional cash payment under the Deferred Assurance Scheme referred to below. These figures form a return of all the endowment business of the Offices referred to, but the policies on adult lives are understood to be few.

In calculating the annual premium, for endowments, with return, (on which scale the greater portion of the business is done), it is the practice of all the Offices to neglect mortality, so that the question of a suitable mortality table in these cases does not arise.

The net annual premium for an endowment, with return, is calculated by the formula  $\frac{v^n}{a_n}$ . This is the theoretical formula for the annual premium for an endowment with a return of the premiums paid with compound interest (at the same rate as used in the calculation), the mortality functions vanishing in arriving at the formula. This net premium would, of course, be loaded to give the Office premium. The single net premium would likewise be  $v^n$ .

Offices do not encourage business on Without Return scale for the obvious reason that policies on that scale are neither satisfactory to the assured nor to the assurance company. While there is no surrender value, Offices are willing to grant a proportionate paid up endowment. 9 Companies had no cases on their books at last Valuations, and the tables used by Offices doing such business include:—

Healthy Districts of England, 1849—1853, Farr, (Males).

„ „ „ „ and Wales, 1881—1890, Females.

„ „ „ „ „ „ 1891—1900, „

Institute of Actuaries Text Book, Part II, (Farr's Healthy Districts, Males, 0—9, Hm. 10 & upwards).

Carlisle.

Equitable.

Lee's Peerage Females, (T. F. A. Vol. I, p. 257).

Hewat's Scottish Ministers' Widows & Orphans.

Bowser's Dissenting Ministers' Children, (J. I. A. 17, p. 26).

One Office uses a higher rate of interest than in With Return cases. The Offices who use very old Tables state that they adhere to these as the rates calculated thereon still give satisfactory results for the class of business. The rate of interest assumed and the loading can, of course, be so fixed as to counteract the effect of high mortality.

### *Annuities, Whole Life — Immediate or Deferred.*

There is very little demand for annuities to children. The whole life rates can be little better than what may be obtained from investments with capital well secured and are therefore not attractive. In the case of deferred annuities, with return, mortality is ignored in respect of the period of deferment in the same way as with endowments, and, in the case of deferred annuities, without return, such Tables as Farr's Healthy Districts or English Life, No. 3, are used in respect of the period up to age 20, or, the Office endowment Without Return rate is multiplied by the Office price of the annuity at the end of the period of deferment. This last method would entail two loadings, and, unless an adjustment were made, would bring out too heavy premiums. The returns, where given, are similar to those under endowments. In Without Return cases, a proportionate paid up deferred annuity is given, and, if arranged at the outset, the benefit could include an optional cash payment at the end of the period of deferment, the premium being calculated accordingly.

### *Educational Annuities.*

These are practically endowments payable in instalments, the first at an age when it may be expected that the son or daughter

will be entering on a college career and are granted "with return". The formula for the net annual premium is  $P'_{\overline{n}|} \alpha_{\overline{m}|}$  where  $P'_{\overline{n}|}$  is the Office annual premium for an endowment, with return, payable at the end of  $n$  years and  $\alpha_{\overline{m}|}$ , the present value of an annuity of 1 in advance for  $m$  years. The premiums may be made dependent on the life of a parent or guardian, the formula for the net annual premium being  $\frac{v^m}{\ddot{s}_{x:n}} \theta_{\overline{m}|}$ ,  $x$  being the age of the adult who requires to be a good life.

### *Deferred Assurances on Children.*

Assurances commencing at age 21 (or 25) which are growing in popularity are accepted up to about age 15 without medical examination. The policy is generally written on whole of life scale, the commuted Office premium at the commencing age being discounted and spread over the whole of life, interest only being taken into account up to age 21 (or 25), thereafter mortality and interest. In the event of death before the commencing age, Offices guarantee a return of all premiums paid. The guaranteed surrender values before 21 (or 25) include 95 % of premiums paid after three premiums paid; 90 % of premiums paid; 90 % of premiums paid less first with 3 % compound interest; all premiums paid except the first; &c. &c. When the child reaches 21 (or 25) he or she has the option of continuing the policy on the original scale, of taking a cash surrender value or of changing to a higher scale. Profits commence at the end of the period of deferment. The cash value at 21 (or 25) is calculated on a more favourable basis than the surrender value before 21 (or 25) and is generally a return of all premiums paid with compound interest at  $2\frac{1}{2}$  %.

Whole of life assurances have not been dealt with. Such assurances, which are few, require to be considered very much on their merits and the proposer must have an insurable interest in the child's life before a proposal could be considered.

The foregoing shews that the use of mortality tables from 0 to 10 or 20 is, with the exception of whole life assurances, restricted to endowments and deferred annuities, without return, and, so far as these classes, which form a very small part of the business of the Offices, are concerned, the question of a suitable mortality table is not of great importance.

*Improvement in Infantile Mortality.*

Before considering the rates for endowments kindly supplied by a number of Offices it will be of interest to refer to the improvement which has taken place in the vitality at infantile ages. The subject was treated in a Paper "On the Improvement in Longevity in the Nineteenth Century" by Mr. SAMUEL GEO WARNER, F. I. A., to the Fourth International Congress of Actuaries and later in a Paper on "The Improvement in Vitality as disclosed in the British Offices' Experience" by Dr. JAMES BUCHANAN, F. F. A., F. I. A., &c. to the Faculty of Actuaries in Scotland. By both gentlemen it was shewn that, owing to the increased protection of infantile life and to the advance in medicine and sanitation, the vitality at the early years of life had distinctly improved. The opportunity is, however, here taken of affording further evidence of the improvement which will be of interest.

In Column I of Table I are given the rates of mortality at ages 0 to 30 prevailing in the first half of the nineteenth century among males of the British Peerage according to Messrs Bailey & Day's Table (J. I. A. 9, p. 305). The observations in this experience commence with the anniversary of the date of birth in the year 1800 of those who were born in the previous century and with the actual date of birth for the remainder, and terminate on 31. December 1855; they were made upon Peers, sons of Peers and sons of the eldest sons of Peers. The data were obtained from Lodge's Peerage.

In Column II are given the rates of mortality at the same ages prevailing among males of the British Peerage, during the 50 years subsequent to the period of Messrs Bailey & Day's Table, and forming part of a complete Table constructed by the author of this Paper. The observations commence with the anniversary of the birthday in 1856 and close on the anniversary of the birthday in 1906. They were made upon Peers, sons of Peers, sons of the eldest sons of Peers, heirs apparent and sons of heirs apparent. The data were obtained from Lodge's Peerage.

Messrs Bailey & Day's Table has been graduated by Mr. BERRIDGE, (J. I. A. 12, 220), but, as the more modern Table has been graduated by a method of Mr. GEORGE KING described in the Addendum to his Paper in the Journal of the Institute of Actuaries, XLIII, 167, the earlier Table has been regraduated in like manner. After the graduations had been performed, the probabilities of

dying from ages 7 to 16 were slightly adjusted in order to produce perfectly smooth curves.

In Column III are given the rates of mortality at the same ages according to Dr. FARR's Life Table of the Healthy Districts of England, 1849—1853, Males; in Column IV, the rates of mortality according to the Life Table for the Selected Healthy Districts of England and Wales, 1891—1900, Males, and in Column V, the rates of mortality according to the Life Table of England and Wales, 1891—1900, Males. Dr. FARR's Table was based on the experience of 63 districts whose average death rates between 1841 & 1850 (with one exception) did not exceed 17 per 1000. When selecting districts for the Healthy Districts Table of 1881—1890, it was found possible, in view of the general reduction of mortality, to reduce the limit to 15 per 1000, and even then to deal with 263 districts. The still lower rates of mortality recorded in 1891—1900 made it necessary to either adopt a wider basis for the new Healthy Districts Table than for the Table for 1881—1890, or to fix a more rigid standard of mortality as a test of healthiness. After due consideration, it was decided to further raise the standard of healthiness and to base the new Healthy Districts Life Table on the mortality in the 260 districts which had in the decennium corrected death rates not exceeding 14 per 1000.

Dr. FARR's Table is one of those Tables used by Offices for the calculation of premiums for endowments and is compared in this Paper with the latest Healthy Districts Table in order to shew the superiority of the latter in the calculation of such premiums.

Curves of all these rates are drawn on a large scale on the accompanying Chart and the common features of the Peerage Tables and Healthy Districts Tables will be noticed. In the former, the rates reach a minimum about ages 8 to 10; they rise to a maximum about ages 24 to 27, and, after a second minimum about age 30, rise again. In the latter, the rates reach a minimum about ages 11 to 13, thereafter gradually rising, with two curious breaks between ages 17 and 22. As the subject deals only with young lives, the rates over 30 are not given.

In the light of the improvement in vitality confirmed by the comparison of the earlier with the later Peerage Tables, it is of importance to consider if the Office rates for endowments are adequate. In whole life assurances, lighter rates of mortality produce smaller premiums, but, in endowments, lighter rates of mortality lead to higher premiums.

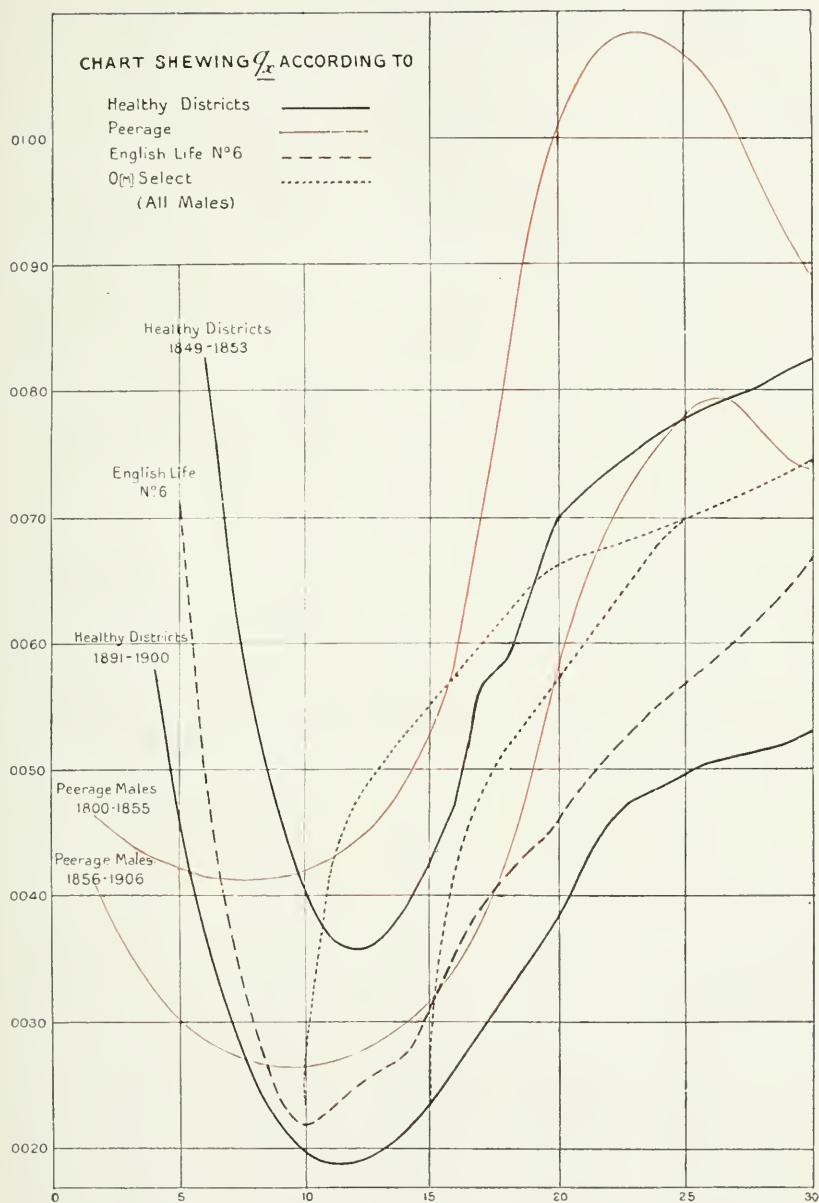




TABLE I.  
*Rates of Mortality according to Life Table for*

Age.	(1) Peerage- Males 1800—1855. Bailey & Day).	(2) Peerage- Males 1856—1906. (Hunter).	(3) Healthy Districts of England 1849—1853. Males.	(4) Selected Heal- thy Districts of England & Wales 1891—1900. Males.	(5) England & Wales 1891—1900. Males.	Age.
0	.07821	.05450	.11280	.12150	.17187	0
1	.01625	.00910	.03508	.02810	.05320	1
2	.00458	.00402	.02177	.01094	.02083	2
3	.00442	.00361	.01544	.00736	.01318	3
4	.00429	.00329	.01262	.00577	.00969	4
5	.00421	.00301	.01026	.00454	.00714	5
6	.00415	.00288	.00828	.00367	.00519	6
7	.00412	.00274	.00673	.00300	.00384	7
8	.00410	.00266	.00550	.00250	.00292	8
9	.00412	.00261	.00461	.00216	.00239	9
10	.00415	.00260	.00401	.00196	.00214	10
11	.00425	.00264	.00365	.00188	.00228	11
12	.00437	.00272	.00356	.00190	.00246	12
13	.00453	.00279	.00363	.00199	.00260	13
14	.00480	.00290	.00389	.00215	.00274	14
15	.00513	.00305	.00426	.00237	.00306	15
16	.00565	.00330	.00474	.00267	.00352	16
17	.00673	.00360	.00568	.00297	.00391	17
18	.00798	.00406	.00584	.00323	.00416	18
19	.00914	.00476	.00642	.00348	.00434	19
20	.00998	.00553	.00696	.00378	.00457	20
21	.01046	.00621	.00714	.00417	.00485	21
22	.01073	.00673	.00732	.00452	.00510	22
23	.01083	.00716	.00748	.00473	.00530	23
24	.01081	.00750	.00762	.00482	.00549	24
25	.01072	.00775	.00776	.00493	.00567	25
26	.01051	.00793	.00784	.00501	.00585	26
27	.01016	.00794	.00793	.00507	.00601	27
28	.00972	.00776	.00802	.00511	.00620	28
29	.00929	.00754	.00812	.00517	.00643	29
30	.00895	.00741	.00821	.00527	.00670	30



*Rates for Endowments. — I. Without Return.*

In Table II are given the highest, average and lowest Office annual premiums and net annual premiums calculated at 3 % on the Peerage Table, 1856—1906, Males and Healthy Districts Table, 1891—1900, Males, for endowments, without return, payable at ages 21 and 25. It will be noticed that there is a close resemblance between the rates based on the Peerage and Healthy Districts Tables, that, in the "age 21" table, the net "Healthy Districts" rates are larger than the "Average Office" up to age 7, thereafter less, and that, in the "age 25" table, they are greater than the "Average Office" up to age 11, thereafter less. With a loading of  $2\frac{1}{2}$  %, the "Healthy Districts" rates would, in both sections, be greater than the "Average Office" rates. The Peerage and Healthy Districts net rates in both "Without Return" Tables are throughout less than the "Highest Office" and greater than the

TABLE II.

*Annual Premiums for Endowment of 100.**Without Return, payable at age 21.*

Age next	OFFICE			Peerage (Males)	Healthy Districts (Males)	Age next
	Highest	Average	Lowest	1856—1906 3% Nett.	1891—1900 3% Nett.	
1	3.633	3.375	3.221	3.475	3.488	1
2	3.904	3.650	3.517	3.725	3.746	2
3	4.208	3.954	3.817	4.004	4.029	3
4	4.546	4.283	4.133	4.313	4.346	4
5	4.929	4.658	4.483	4.667	4.700	5
6	5.375	5.075	4.883	5.063	5.100	6
7	5.858	5.554	5.333	5.521	5.563	7
8	6.438	6.100	5.850	6.050	6.092	8
9	7.113	6.750	6.467	6.667	6.713	9
10	7.913	7.500	7.200	7.400	7.446	10
11	8.871	8.425	8.083	8.279	8.329	11
12	9.875	9.492	9.150	9.358	9.408	12
13	11.033	10.842	10.500	10.708	10.763	13
14	12.858	12.650	12.233	12.450	12.504	14
15	15.292	15.046	14.550	14.775	14.833	15

"Lowest Office" rates. If the net rates referred to were calculated at a slightly higher rate of interest, e.g.,  $3\frac{1}{4}\%$  — which might reasonably be done — and loaded with  $2\frac{1}{2}\%$ , the resulting rates would have exceeded, though only slightly at the older ages, the "Average Office" rates. It would seem, therefore, that the latter are, especially at the early ages, a little low.

Premiums should, where possible, be calculated on a Select basis. If the O[m] Select Table (which commences at age 10) were employed for calculating rates at ages 10 & 15 for endowments, without return, maturing at ages 21 and 25, the rates of mortality on which the calculations would depend are

$$q_{[10]}, q_{[10]+1}, q_{[10]+2}, \dots, q_{20}, \dots, q_{25}$$

$$\text{and } q_{[15]}, q_{[15]+1}, q_{[15]+2}, \dots, q_{25}$$

The curves for these are also drawn on the Chart and it is noticed that they are, almost without exception, heavier than

TABLE II.

*Annual Premiums for Endowment of 100.*

*Without Return, payable at age 25.*

Age next	OFFICE			Peerage (Males)	Healthy Districts (Males)	Age next
	Highest	Average	Lowest	1856—1906 3% Net.	1891—1900 3% Net.	
1	2.779	2.596	2.446	2.654	2.688	1
2	2.967	2.783	2.650	2.821	2.863	2
3	3.167	2.979	2.858	3.004	3.050	3
4	3.388	3.192	3.067	3.204	3.254	4
5	3.633	3.417	3.283	3.425	3.479	5
6	3.904	3.675	3.533	3.671	3.729	6
7	4.208	3.963	3.800	3.946	4.004	7
8	4.546	4.279	4.100	4.254	4.317	8
9	4.929	4.642	4.450	4.600	4.667	9
10	5.375	5.054	4.850	4.996	5.063	10
11	5.858	5.508	5.300	5.446	5.517	11
12	6.433	6.058	5.833	5.971	6.046	12
13	7.104	6.696	6.433	6.583	6.663	13
14	7.900	7.458	7.167	7.308	7.396	14
15	8.863	8.379	8.050	8.183	8.275	15

the rates according to the Peerage, 1856—1906, English Life, 1891—1900, and Healthy Districts, 1891—1900, Tables.

$P_{10\frac{1}{11}}$  Net, 3 %, on the O[m] Select Table is 7.31 %

$P_{15\frac{1}{6}}$  do. 14.70 »

$P_{10\frac{1}{15}}$  do. 4.95 »

$P_{15\frac{1}{10}}$  do. 8.18 »

which, it will be noticed, are about from .11 to .15 % less than the corresponding rates on the Healthy Districts Table. This comparison shows that, even at ages 10 to 25, where we are already provided with rates of mortality based on Assured lives, it would be advisable to calculate the premiums for endowments, without return, on the Healthy Districts Table, and, as the rates below 10 according to this Table are confirmed by "Peerage" rates, an Office might with safety also use the Healthy Districts,

TABLE III.

*Annual Premiums for Endowment of 100.*

*With Return, payable at age 21.*

Age next	OFFICE			Healthy Districts (Males) 1891—1900 3% + 2½%	Age next
	Highest	Average	Lowest		
1	3.725	3.567	3.221	3.683	1
2	3.983	3.829	3.517	3.942	2
3	4.271	4.121	3.838	4.233	3
4	4.596	4.467	4.175	4.554	4
5	4.963	4.833	4.554	4.921	5
6	5.379	5.229	4.975	5.333	6
7	5.867	5.725	5.454	5.808	7
8	6.425	6.275	6.000	6.354	8
9	7.083	6.921	6.646	6.996	9
10	7.858	7.692	7.350	7.758	10
11	8.792	8.592	8.267	8.667	11
12	9.933	9.717	9.383	9.783	12
13	11.363	11.104	10.792	11.179	13
14	13.204	12.917	12.604	12.975	14
15	15.529	15.283	15.008	15.375	15

1891—1900, Males, Table for ages at entry 0 to 10. It may be mentioned that, at the younger ages, there is little difference between the rates of mortality in the male and female sections of the Healthy Districts, 1891—1900, Table.

*Rates for Endowments. — II. With Return.*

In Table III are given for endowments, with return, maturing at age 21, the highest, average and lowest Office annual premiums. Alongside are also given rates, calculated on the Healthy Districts (Males) Table referred to above, at 3 %, loaded with  $2\frac{1}{2}$  % and allowing for a return of all premiums paid in the event of death before maturity. It will be seen that these rates are greater throughout by about 1 % than the "Average Office", are lower than the "Highest Office" and distinctly greater than the "Lowest Office". The "Healthy Districts" rates are each just a few pence less than the rates at 3 % without mortality and loaded with  $2\frac{1}{2}$  %. If interest at  $3\frac{1}{4}$  % were used in the latter rates instead of 3 %, they would, on the whole, differ very little from the "Average Office" rates, so that, as  $3\frac{1}{4}$  % might justifiably be used, the "Average Office" rates given in Table III might be considered fair.

The difficulty in the past in connection with benefits to children has been the choice of a suitable Table with reasonably light rates of mortality at the early ages, and it has been shewn that, with the improvement in vitality at these ages, there are not now the objections against the use of a modern table based on population statistics as formerly existed. It would appear that, were adequate rates for "Without Return" benefits charged by Offices, endowments would, in view of the comparative slight difference between adequate "without return" rates and the average Office, with return, rates (shewn to be fair), be almost entirely taken out on the With Return Scale.

Much attention has been given in this Paper to the question of endowments and very little reference to that of deferred annuities as the former are by far the more important. As mentioned, there is little demand for deferred annuities to children, and it is seldom, if ever, that these are taken on other than with return scale, where, in the calculation of premiums, mortality is neglected. If a premium, without return, were required, the Healthy Districts

Table referred to might be safely used for the period up to age 25.

The conclusions may be stated as follows:

1. That where benefits include a return of premium, mortality is negligible.
2. That endowments, without return, form a very small portion of the business of British Offices.
3. That immediate and deferred annuities, without return, to children are in little demand.
4. That the vitality at the younger ages has increased.
5. That the average rates of Offices for endowments, without return, as compared with the rates based on the Table according to the Selected Healthy Districts of England & Wales, 1891—1900, Males, are slightly on the low side.
6. That the average Office rates for endowments, with return, seem to be fair.
7. That, in respect of the first 25 years of life, the Selected Healthy Districts of England & Wales, 1891—1900, (Males) or Peerage, 1856—1906, (Males), Tables, can be safely used for benefits where no return of premium is required.

---

## TABLES DE MORTALITÉ POUR LES ASSURANCES EN CAS DE VIE DES ENFANTS.

PAR

ROBERT M. HUNTER, Edimbourg.

---

Les tables de mortalité construites sur base de l'observation de risques assurés dans les Compagnies anglaises et dont on se sert pour le calcul des primes dans les Royaumes Unis, commencent par l'âge d'entrée de 10 ans. En conséquence, s'il s'agit d'âges d'entrée inférieurs, il faut recourir à une table de mortalité qui est basée sur l'observation de la population générale. De même, il faut faire appel à des expédients semblables pour le calcul de rentes viagères dans les âges au dessous de 20 ans, étant donné que les observations de rentiers ne commencent qu'à l'âge de 20 ans. Pour recueillir les bases de calcul qui sont actuellement en usage pour les tarifs de capitaux différés avec et sans rembour-

sement des primes en cas de décès ainsi que pour les tarifs de rentes différées, l'auteur s'est adressé à 23 grandes Compagnies anglaises. Le présent rapport donne un résumé des réponses de ces Compagnies ainsi que des communications d'intérêt général contenues aux dites réponses au sujet des diverses combinaisons d'assurances sur les têtes d'enfants.

En ce qui concerne les assurances de capitaux différés avec remboursement des primes en cas de décès, — et c'est d'après la statistique la plus grande partie d'assurances pareilles qui sont souscrites avec remboursement — les Compagnies dans la pratique négligent entièrement l'influence de la mortalité. Il en est de même dans le cas de résiliation prématurée de contrats pareils. Les assurances sans remboursement ne sont pas trop cultivées par les Compagnies, mails il y a toutefois un certain stock de pareils contrats en cours. Les diverses tables de mortalité en usage sont indiquées au rapport. Quant à des rentes viagères proprement dites sur la tête d'enfants, cette combinaison n'est que très rarement recherchée par le public. Les rentes d'éducation sont d'une certaine importance; mais au point de vue pratique, ce ne sont que de simples capitaux différés avec remboursement, distingués par la seule condition que le capital assuré est payable dans plusieurs termes annuels. On choisit généralement comme date d'échéance du premier terme de rente, l'époque à laquelle l'enfant (garçon ou fille), devant fréquenter une école moyenne ou supérieure, occasionne aux parents des dépenses plutôt considérables. Dans le temps moderne, les assurances Vie Entière ou Mixtes d'enfants (avec suspension du paiement du capital assuré jusqu'à l'âge de 20 ou 25 ans) sont de plus en plus répandues; jusqu'à l'âge d'entrée de 15 ans, on les souscrit sans examen médical. La forme du contrat est généralement celle d'une assurance Vie Entière; la prime comutée du tarit pour l'âge à la fin du délai de carence est réduite par voie de discompte à l'âge d'entrée effectif et répartie ensuite sur la durée entière du contrat, en tenant compte, pour le délai de carence, du taux d'intérêt et, pour la durée ultérieure, de l'intérêt et de la mortalité.

En cas de décès pendant le délai de carence, les primes versées sont remboursées en totalité. Les conditions de rachat, soit avant, soit après l'expiration du délai de carence, sont pour la plupart très libérales, en outre diverses options sont concédées, si l'assuré survit à la fin du délai de carence. .



Comme il résulte de ce qui précède, il ne serait question d'employer des tables de mortalité pour les âges inférieurs à 10 ou même à 20 ans que dans le cas de capitaux ou de rentes différées sans remboursement, — abstraction faite des assurances en cas de décès avec délai de carence. Les dites combinaisons ne comportant qu'une quote-part très restreinte des affaires en cours, la question du choix d'une table de mortalité bien appropriée n'aurait en elle même pas trop d'importance.

Dans le chapitre suivant de son rapport l'auteur démontre les améliorations des conditions de mortalité, c. à. d. la diminution de la mortalité de personnes adolescentes. A l'appui de ce chapitre, l'auteur donne un exemple en chiffres nets, pour prouver la diminution de la mortalité. Il compare les taux de mortalité pour risques masculins aux âges de 0 à 30 ans, en déduisant ces taux des observations suivantes, à savoir :

*a.* observations de la mortalité dans les familles des Peers anglais pendant la période de 1800—1854 (suivant les tables construites par M. M. BAILEY and DAY et publiées dans le Journal de l'Institute of Actuaries; *b.* observations de la mortalité du même matériel pendant les années 1856—1906 (suivant une table construite par l'auteur même). A côté des taux de mortalité résultant de ces deux sources, l'auteur ajoute les chiffres correspondants dans les tables suivantes: 1.) Healthy Districts, 1849—1853, hommes; 2.) Selected Healthy Districts, 1891—1900, hommes; et 3.) English Life, No. 6, hommes. Une table spéciale contient la comparaison des ces divers taux.

En outre, l'auteur s'occupe des primes commerciales d'usage pour assurances de capitaux différés. Dans un tableau il indique les primes les plus élevées, les primes moyennes et les primes les plus réduites (primes commerciales) ainsi que les taux des primes nettes sur base de la Peerage-Table (1856—1906) et de la Healthy Districts-Table (1891—1900) pour assurances de capitaux différés sans remboursement. Les différents taux des primes nettes se rapprochent d'une manière évidente les unes aux autres et il paraît que les primes moyennes commerciales actuellement en usage sont plutôt un peu trop réduites, notamment dans les âges les plus jeunes. Comme il résulte des explications de l'auteur, la Healthy Districts-Table (1891—1900, hommes) fournit pour les âges les plus jeunes des taux de mortalité inférieurs à ceux qu'il faudrait prendre pour base, pour calculer la prime d'après la table Select



O[m]. Il paraît donc recommandable d'employer la Healthy Districts-Table pour les combinaisons d'assurances en question. Quant aux assurances de capitaux différés avec remboursement, le standard actuel des primes moyennes paraît approprié.

Jusqu'à présent, en traitant des assurances d'enfants, on a vu la difficulté dans le choix d'une table bien adaptée et donnant des facteurs de mortalité appropriés dans les âges les plus jeunes. Mais comme il est dit au rapport, cette difficulté est déjà écartée, vu l'amélioration constante de la mortalité dans les âges susdits. Actuellement, il n'y a plus d'inconvénient d'employer une table moderne basée sur l'observation de la population générale, à la condition que ces observations remontent à une certaine date. En continuant cet ordre d'idées, on arrive à la conclusion suivante: Si l'on introduit pour les assurances de capitaux différés sans remboursement des primes commerciales strictement correspondantes au risque réel, la différence entre ces primes et les primes moyennes d'assurances avec remboursement deviendrait si minime que presque toutes les polices seraient souscrites avec remboursement. Comme il est dit ci-haut, il n'y a guère quelque chose à changer dans les primes actuelles pour assurances avec remboursement.

---

## STERBLICHKEITSTAFELN FÜR DIE VERSICHERUNG JUGENDLICHER PERSONEN

VON

ROBERT M. HUNTER, Edinburgh.

---

Die auf Grund der Beobachtung versicherter Leben bei den englischen Gesellschaften ausgearbeiteten Sterblichkeitstafeln, welche für die Berechnung von Prämien in den Vereinigten Königreichen in Verwendung stehen, beginnen mit dem Eintrittsalter von 10 Jahren. Wo das Eintrittsalter niedriger ist als 10 Jahre, muss man daher eine Sterblichkeitstafel zu Hilfe nehmen, welcher die Beobachtung der allgemeinen Bevölkerung im ganzen oder bestimmter Bevölkerungsklassen zugrundeliegt. Aehnliche Hilfsmittel müssen bei Berechnung von Leibrentenwerten für Alter unter 20 Jahren verwendet werden, da die Beobachtungen von

Leibrentnern erst mit dem 20. Jahre einsetzen. Um die Rechnungsgrundlagen festzustellen, welche bei Tarifen für die reine Erlebensfallversicherung mit und ohne Prämienrückgewähr im Todesfalle und für die Versicherung aufgeschobener Leibrenten für jugendliche Personen gebräuchlich sind, wurde eine Umfrage bei den 23 grössten englischen Gesellschaften eingeleitet. Die Antworten dieser Gesellschaften sowie die übrigen aus dieser Umfrage sich ergebenden wichtigeren Mitteilungen inbezug auf die vorgenannten und etwaige sonstige Versicherungskombinationen auf das Leben jugendlicher Personen sind in dem gegenwärtigen Berichte zusammengefasst.

Bei Erlebensversicherungen mit Prämienrückgewähr im Todesfalle oder bei freiwilliger Vertragslösung — und der weitaus grösste Teil der Erlebensversicherungen wird, wie die Statistik zeigt, mit Prämienrückgewähr abgeschlossen — pflegen die Gesellschaften nach der bisherigen Praxis die Sterblichkeit überhaupt zu vernachlässigen. Versicherungen ohne Prämienrückgewähr werden seitens der Gesellschaften nicht stark kultiviert, immerhin aber sind solche Versicherungen im Laufe. Eine Uebersicht der hiebei verwendeten Sterblichkeitstafeln ist in dem Berichte enthalten. Anfragen, betreffend eigentliche Leibrenten auf das Leben von Kindern, kommen bei den Gesellschaften nur selten vor. Erziehungsrenten spielen eine gewisse Rolle; diese sind indes, praktisch genommen, nichts anderes, als Erlebensversicherungen mit Prämienrückgewähr, nur mit dem Unterschiede, dass das versicherte Kapital in mehreren Jahresraten ausgezahlt wird. Die erste Rate wird in der Regel in dem Alter fällig, von welchem an das versicherte Kind (Sohn oder Tochter) voraussichtlich infolge Besuches einer Mittel- oder höheren Schule grössere Erziehungskosten verursachen dürfte. Todesfall- oder gemischte Versicherungen mit Karenz (bis zum 21. oder 25. Lebensjahre) gewinnen dagegen immer stärkere Verbreitung. Sie werden bis zum Eintrittsalter von 15 Jahren ohne ärztliche Untersuchung abgeschlossen. Die Versicherungsform ist gewöhnlich die einer lebenslänglichen Todesfallversicherung; die komutierte Tarifprämie für das Alter am Ende der Karenz wird für das faktische Eintrittsalter diskontiert und sodann auf die ganze Lebensdauer aufgeteilt, wobei für die Zeit der Karenz nur der Zinsfuss, für die weitere Laufzeit Zinsfuss und Sterblichkeit zu berücksichtigen sind. Im Todesfalle während der Karenz werden die vollen eingezahlten Prämien rückerstattet. Die Bedingungen für den Rückkauf sowohl während als bei Ablauf der Karenz sind zumeist sehr liberal, auch

sonst werden bei Ablauf der Karenz häufig verschiedene Optionen gewährt.

Aus dem vorstehenden ergibt sich, dass die Verwendung von Sterblichkeitstafeln für die Alter von 0—10 oder 20 Jahren — abgesehen von den Todesfallversicherungen mit Karenz — nur bei Erlebensfall- und aufgeschobenen Leibrentenversicherungen ohne Prämienrückgewähr in Frage kommt. Da diese Tarife nur einen sehr geringen Teil des Versicherungsstockes der Gesellschaften umfassen, so kommt der Frage der Auswahl einer geeigneten Sterblichkeitstafel an sich keine erhebliche Bedeutung zu.

In dem folgenden Kapitel des Berichtes wird die Verbesserung der Sterblichkeitsverhältnisse, d.h. die Abnahme der Sterblichkeit jugendlicher Personen dargelegt. Ein deutliches ziffermässiges Beispiel für diese Abnahme der Sterblichkeit bildet ein Vergleich der Sterblichkeitssätze für männliche Personen im Alter von 0—30 Jahren aus folgendem Beobachtungsmaterial: *a.* Beobachtungen unter den Familien britischer Peers zwischen 1800 und 1855, laut einer von den Herren BAILEY & DAY hergestellten und im Journal des Institute of Actuaries veröffentlichten Tafel; *b.* Beobachtungen des analogen Materials für die Jahre 1856—1906 laut einer von dem Autor des gegenwärtigen Berichtes hergestellten Tafel. Neben den Sterblichkeitssätzen auf Grund dieses Materials werden noch die entsprechenden Ziffern für folgende Tafeln angegeben: 1. Healthy Districts 1849—1853, Männer; 2. Selected Healthy Districts, 1891—1900, Männer, und 3. English Life, No. 6, Männer. Diese Sterblichkeitssätze sind in einer Tabelle einander gegenübergestellt.

Weiters werden die üblichen Bruttoprämien für Erlebensfallversicherungen erörtert. In einer Tabelle werden die höchsten, die mittleren und die niedrigsten Tarifprämien sowie die Nettoprämien-sätze auf Grundlage der Peerage-Tafel (1856—1906) und der Healthy Districts Tafel (1891—1900) für Erlebensversicherungen ohne Rückgewähr zusammengestellt. Die verschiedenen Nettoprämien-sätze kommen einander sehr nahe und es scheint, dass die durchschnittlichen Tarifprämien besonders in den jüngsten Altern eher etwas zu niedrig sind. Wie gezeigt wird, gibt die Healthy Districts Tafel (1891—1900, Männer) für die jüngsten Alter niedrigere Sterblichkeitswerte als jene, auf welchen die Berechnungen gegründet werden müssten, wenn man die Prämien nach O [m] Selekttafel berechnen wollte. Es dürfte sich daher empfehlen,

für die mehrerwähnten Versicherungsarten die Healthy Districts Tafel zu verwenden. Die mittleren Tarifprämien für Erlebensversicherungen mit Prämienrückgewähr erscheinen angemessen.

Die Schwierigkeit bei Behandlung der Kinderversicherungen lag bisher in der Wahl einer geeigneten Tafel mit entsprechend niedrigen Sterblichkeitswerten in den jüngsten Jahren. Allein, wie in dem Berichte ausgeführt wird, ist diese Schwierigkeit im Hinblick auf die fortschreitende Verbesserung der Sterblichkeitsverhältnisse in diesen Altern bereits beseitigt. Heute ist kein Anstand mehr, eine moderne, auf der Beobachtung der Gesamtbevölkerung aus früheren Jahren basierende Volkstafel zu verwenden. Die weitere Konsequenz hieraus ist folgende. Bei Einführung von dem faktischen Risiko genau entsprechenden Bruttoprämien für Erlebensversicherung ohne Rückgewähr würde die Differenz zwischen diesen Prämien und den durchschnittlichen Prämiensätzen für Versicherung mit Prämienrückgewähr (welche, wie gesagt, in der bisherigen Höhe durchaus angemessen sind) so gering werden, dass nahezu alles Geschäft mit Rückgewähr abgeschlossen würde.

---



## SUR LA MORTALITÉ DES ENFANTS EN FRANCE D'APRÈS CERTAINES TABLES RÉCENTES

PAR

ALBERT QUIQUET,

Actuaire de la Compagnie d'assurances sur la vie *La Nationale* (Paris).

---

1. Dans le programme scientifique du VII<sup>e</sup> Congrès international d'Actuaires, la Commission, chargée d'organiser ce Congrès à Amsterdam, a inséré quatre sujets de mémoires qui ne seront pas discutés en séance.

Le premier sujet est ainsi libellé :

*»Tables de mortalité pour les assurances en cas de vie des enfants«.*

Les tables d'expérience en usage pour les assurances en cas de vie (rentes viagères immédiates ou différées, capitaux différés, etc.) commencent rarement au-dessous de 10 ou 20 ans.

»Pour cette raison, on emploie généralement pour les assurances d'enfants des tables de mortalité d'une population entière indiquant une mortalité trop forte, d'où il résulte que la prime nette ne sera pas assez élevée.

»On désirerait des tables de mortalité qui n'auraient pas ce défaut«.

C'est ce désir du programme d'Amsterdam que je vais essayer de satisfaire, par une étude critique de quelques Tables françaises récentes ; j'y joindrai des observations, peu connues ou inédites, qui ont pu être recueillies en France ; enfin, je produirai une Table de mortalité, entièrement nouvelle, qu'il m'a été donné de construire pour les âges jeunes, et dont les bases m'ont même paru assez étendues pour autoriser l'ajustement algébrique que j'en ai tenté.

2. Au premier abord, le commentaire, dont la Commission d'Amsterdam a accompagné le premier sujet de mémoires, ne semble guère s'appliquer à la France.

Depuis 1894, pour les assurances en cas de vie des enfants, les

Compagnies emploient dans notre pays la Table RF. Cette Table ne commence pas à 10 ou 20 ans, mais à la naissance. Elle n'est pas une Table de population générale, puisqu'elle est déduite exclusivement des observations faites au sein des quatre plus anciennes Compagnies françaises. <sup>1)</sup>

La mortalité de la Table RF ne devrait donc pas présenter le caractère d'être „trop forte”. Si le commentaire de la Commission adresse ce reproche aux tables usitées en général, une exception paraîtrait à faire pour la Table RF.

3. Les origines de la Table RF justifient cependant une certaine circonspection. Dans la „Notice explicative sur la construction et l'ajustement des Tables”, placée en tête du volume du Comité, nous lisons que la Table AF (Assurés français) offrait des résultats bruts assez nombreux dès la naissance, tandis que la Table RF (Rentiers français) n'en fournissait guère avant 40 ans.

Par exemple, pour la Table RF, on n'avait relevé que 12 décès de 0 à 25 ans, alors que la Table AF en comportait 1853 pour la même période.

4. La „Notice explicative” dit encore :

„Les observations utilisées pour la Table AF, dans les premiers âges, provenaient généralement de Contre-assurances, juxtaposées à des Assurances différées. Elles convenaient donc au moins aussi bien à la Table RF qu'à la Table AF. On résolut, en conséquence, de faire coïncider les deux Tables dans toute la partie ajustée précédemment en dehors de la formule de MAKEHAM, c'est-à-dire de 0 à 25 ans.”

En résumé, de 0 à 25 ans, les Tables AF et RF se confondent, et la mortalité qu'elles représentent est surtout celle des Contre-assurances.

5. Pour abréger, j'appellerai *Table AF.RF* la partie commune aux deux Tables. Dans cette période de 0 à 25 ans, on s'est

---

<sup>1)</sup> Les Tables AF et RF ont été publiées en 1895, par la maison Gauthier Villars et fils, dans le volume intitulé : *Tables de mortalité du Comité des Compagnies d'Assurances à primes fixes sur la vie.* (Compagnie d'Assurances Générales, Union, Nationale et Phénix.) La méthode suivie pour la construction des Tables est due à M. DE KERTANGUY. Les actnaires qui ont dirigé l'exécution du travail ont été : MM. JACQUES MARTIN—DUPRAY, PAUL GUIEYSSÉ (remplacé par M. OLTRAMARE), EDMOND COSMAO—DUMANOIR, ET LÉON MARIE.



borné à représenter le taux de mortalité par une fonction algébrique du sixième degré:

$$q_x = m_0 + m_1x + m_2x^2 + m_3x^3 + m_4x^4 + m_5x^5 + m_6x^6.$$

Les valeurs des sept coefficients sont:

$$m_0 = 0,0360151,$$

$$m_1 = -0,0096160,$$

$$m_2 = 0,001165178,$$

$$m_3 = -0,00008100165,$$

$$m_4 = 0,000003743935,$$

$$m_5 = -0,0000001040736,$$

$$m_6 = 0,0000000012367882.$$

6. Ces origines rappelées, comment savoir si la Table AF.RF convient ou non à la mortalité des enfants et des adolescents?

Je ne dispose pas de moyens de contrôle assez puissants pour répondre péremptoirement à cette question. Je puis tout au plus signaler que certaines comparaisons m'ont frappé depuis quelques années; et comme elles apportent un contingent numérique à l'opinion de la Commission d'Amsterdam, nos collègues du Congrès y prendront peut-être quelque intérêt, dans la mesure où ils étudient la mortalité aux jeunes âges.

Sans doute, les statistiques qui vont leur être soumises sont modestes, et libre ensuite à quiconque de déclarer qu'elles sont trop restreintes pour prouver quelque chose: c'est une opinion que je ne combattrai pas. S'il arrive cependant qu'elles concordent avec d'autres, l'attention n'aura peut-être pas été sollicitée en vain sur un point très spécial de la Table AF.RF.

7. L'article 6 de la loi du 17 mars 1905 oblige les entreprises d'assurances sur la vie qui opèrent en France à comparer, d'année en année, la mortalité que présente leur clientèle avec la mortalité prévue par les tables. Le modèle des tableaux à fournir au Gouvernement a été précisé par un arrêté ministériel du 29 juillet 1907.

Pour remplir ces tableaux, comme actuaire de la *Nationale*, je fais opérer, catégorie par catégorie, et âge par âge, de longs dépouillements des cartes individuelles d'assurés. Ce sont ces dépouillements que j'ai utilisés ci-dessous.

Je n'ai pas voulu me limiter à une seule année d'observation, et j'en ai réuni trois consécutives, prises au hasard, 1908—1909—1910.

Comme catégories, j'ai choisi naturellement celles qui sont pour ainsi dire exclusives aux enfants, les capitaux différés et les dotales. J'ai éliminé cependant les polices sans contre-assurance, parce que les décès y sont connus avec moins de certitude ou passent, aux yeux de certains, pour ne pas obéir à une loi rigoureusement commune: leur nombre se réduit d'ailleurs de plus en plus.

Enfin, comme les dépouillements opérés à *la Nationale* tenaient compte du sexe, j'ai pu introduire ici la même distinction. A chaque âge observé, on trouvera donc plus bas les résultats relatifs au sexe masculin (M), au sexe féminin (F), et aux sexes réunis (total).

Les tableaux comportent un détail opératoire, que j'appelle „double des observations”, et sur lequel je reviendrai dans la *Note I*.

# LA NATIONALE

(Paris)

## CAPITAUX DIFFÉRÉS ET DOTALES AVEC CONTRE-ASSURANCE.

### MORTALITÉ AUX JEUNES ÂGES

pendant les années 1908—1909—1910.

Age	Sexe	Têtes en cours au 31 Décembre précédant l'année observée	Têtes en cours au 31 Décembre de l'année observée	Mortalité réelle dans l'année observée	Décès et Sorties des têtes entrées dans l'année observée		Double des Observations	Observations	Mortalité probable
					Décès	Sorties			
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Têtes									
moins d'1 an	M	70	447	3	3	2	525	262,5	9,453
	F	71	554	5	5		635	317,5	11,433
	Total	141	1.001	8	8	2	1.160	580,0	20,886
1 an	M	361	518	6	1		886	443,0	12,180
	F	458	715	5	1	3	1.182	591,0	16,249
	Total	819	1.233	11	2	3	2.068	1.034,0	28,429
2 ans	M	477	589	4			1.070	535,0	11,149
	F	672	825	13		1	1.511	755,5	15,745
	Total	1.149	1.414	17		1	2.581	1.290,5	26,894
3 ans	M	540	641	6		2	1.189	594,5	9,365
	F	780	921	5		1	1.707	853,5	13,444
	Total	1.320	1.562	11		3	2.896	1.448,0	22,809
4 ans	M	569	636	1		1	1.207	603,5	7,159
	F	868	966	3			1.837	918,5	10,900
	Total	1.437	1.602	4		1	3.044	1.522,0	18,059
5 ans	M	512	566	2		1	1.081	540,5	4,847
	F	876	973	3		1	1.853	926,5	8,309
	Total	1.388	1.539	5		2	2.934	1.467,0	13,156

Age	Sexe	Têtes en cours au 21 Décembre précédant l'année observée	Têtes en cours au 31 Décembre de l'année observée	Mortalité réelle dans l'année observée	Décès et Sorties des têtes entrées dans l'année observée		Double des Observations	Observations	Mortalité probable
					Décès	Sorties			
6 ans	M	513	568	3		1	1.085	542,5	3,729
	F	887	971	2		1	1.861	930,5	6,392
	Total	1.400	1.539	5		2	2.946	1.473,0	10,121
7 ans	M	535	575	2			1.112	556,0	2,999
	F	882	950	3			1.835	917,5	4,955
	Total	1.417	1.525	5			2.947	1.473,5	7,954
8 ans	M	580	606	1		1	1.188	594,0	2,628
	F	839	894	1			1.734	867,0	3,839
	Total	1.419	1.500	2		1	2.922	1.461,0	6,467
9 ans	M	588	610	4		1	1.203	601,5	2,335
	F	878	923	2			1.803	901,5	3,500
	Total	1.466	1.533	6		1	3.006	1.503,0	5,835
10 ans	M	568	595	1			1.164	582,0	2,114
	F	851	893	2			1.746	873,0	3,175
	Total	1.419	1.488	3			2.910	1.455,0	5,289
11 ans	M	530	554			1	1.085	542,5	1,987
	F	808	826	4			1.638	819,0	3,000
	Total	1.338	1.380	4		1	2.723	1.361,5	4,987
12 ans	M	450	466	1			917	458,5	1,776
	F	699	721				1.420	710,0	2,752
	Total	1.149	1.187	1			2.337	1.168,5	4,528
13 ans	M	382	399	2	1		784	392,0	1,657
	F	622	644	3			1.269	634,5	2,677
	Total	1.004	1.043	5	1		2.053	1.026,5	4,334
14 ans	M	343	356	1			700	350,0	1,634
	F	573	579	2		1	1.155	577,5	2,691
	Total	916	935	3		1	1.855	927,5	4,325
15 ans	M	327	339	3			669	334,5	1,718
	F	462	475	3			940	470,0	2,423
	Total	789	814	6			1.609	804,5	4,141
16 ans	M	292	307	2			601	300,5	1,604
	F	373	382	2			757	378,5	2,139
	Total	665	689	4			1.358	679,0	3,833

Age	Sexe	Têtes en cours au 31 Décembre précédent l'année observée	Têtes en cours au 31 Décembre de l'année observée	Mortalité réelle dans l'année observée	Décès et Sorties des têtes entrées dans l'année observée		Double des Observations	Observations	Mortalité probable
					Décès	Sorties			
17 ans	M	254	256				510	255,0	1,556
	F	315	317	1			633	316,5	1,932
	Total	569	573	1			1.143	571,5	3,488
18 ans	M	197	202				399	199,5	1,295
	F	260	261	1			522	261,0	1,693
	Total	457	463	1			921	460,5	2,988
19 ans	M	153	167	2			322	161,0	1,087
	F	202	200	1			403	201,5	1,359
	Total	355	367	3			725	362,5	2,446
20 ans	M	125	123				248	124,0	0,854
	F	175	151				326	163,0	1,128
	Total	300	274				574	287,0	1,982
21 ans	M	99	106			1	206	103,0	0,714
	F	125	103	1			229	114,5	0,792
	Total	224	209	1		1	435	217,5	1,506
22 ans	M	97	115	1		1	214	107,0	0,723
	F	87	92	1			180	90,0	0,615
	Total	184	207	2		1	394	197,0	1,338
23 ans	M	104	137	1		3	245	122,5	0,811
	F	67	75				142	71,0	0,465
	Total	171	212	1		3	387	193,5	1,276
24 ans	M	125	151			3	279	139,5	0,890
	F	72	79	1			152	76,0	0,488
	Total	197	230	1		3	431	215,5	1,378
25 ans	M	133	190			1	324	162,0	1,013
	F	59	67				126	63,0	0,393
	Total	192	257			1	450	225,0	1,406
Totaux généraux	M	8.924	10.219	46	5	19	19.213	9.606,5	87,367
	F	12.961	14.557	64	6	8	27.596	13.798,0	122,488
	Total	21.885	24.776	110	11	27	46.809	23.404,5	209,855

8. Une impression nette se dégage de ces statistiques, et se résume brièvement par la conclusion que voici : la Table AF.RF a indiqué une mortalité à peu près *double* de celle qui s'est réellement manifestée dans l'ensemble.

Cette conclusion subsiste pour chaque sexe considéré séparément. Age par âge, elle est un peu moins évidente, comme il fallait s'y attendre avec de plus faibles effectifs.

En résumé, les taux de mortalité de la Table AF.RF seraient excessifs.

9. Je me hâte d'ajouter que, dans la pratique, ce défaut de la Table AF.RF ne serait pas autrement inquiétant. En admettant qu'il soit confirmé par d'autres expériences, plus nombreuses et plus autorisées, la mortalité élevée dont on fait ainsi usage n'a pas d'inconvénient capital, puisque, en fait, à ces âges jeunes, les Compagnies d'assurances ne basent guère sur elle que des opérations *avec contre-assurance*. Les polices "cas de vie avec contre-assurance" sont à peine des assurances, et le rôle de la mortalité y est bien secondaire vis-à-vis de l'épargne proprement dite.

Néanmoins, je crois pouvoir retenir de ces comparaisons que la Table AF.RF n'est pas de celles qui nous sont demandées par le programme d'Amsterdam. Quoique son origine diffère des tables de population, elle semblerait être à "forte mortalité". Le programme désire rencontrer la propriété contraire.

10. On se demandera probablement pourquoi, opérant sur leurs propres contrats, les Compagnies françaises ont ainsi abouti à une Table AF.RF de mortalité élevée.

D'abord, pourquoi ces Compagnies ont-elles dû recourir aux observations faites en vue de la Table AF, le jour où elles ont voulu établir les taux de mortalité pour la Table RF ?

A cette première question la réponse est facile : les observations réunies pour la Table RF ont porté uniquement sur les rentiers voyageurs ; or, on n'est pas fréquemment rentier viager de 0 à 25 ans, et, de ce chef, les observations ont manqué pour la Table RF.

Une seconde question peut alors naître de la lecture de la "Notice explicative" dont j'ai parlé plus haut : L'insuffisance de la Table RF ayant obligé à recourir à la Table AF, pourquoi celle-ci, aux âges jeunes, accuse-t-elle une mortalité qui semble forte ? La Table AF, dit la Notice, provient généralement, dans

les premiers âges, de Contre-assurances juxtaposées à des Assurances différées. S'il en est ainsi, elle ne doit pas beaucoup différer d'une Table d'assurances en cas de vie, c'est-à-dire à mortalité plutôt lente, entre 0 et 25 ans. Puisque des présomptions opposées sont légitimes, d'où vient le désaccord entre l'expérimentation et la Table AF.RF ?

11. Il me semble pouvoir donner une explication de ce désaccord. Si l'on veut bien me permettre d'invoquer un souvenir personnel, avant d'être l'actuaire de *la Nationale*, j'avais été mis par cette Compagnie à la tête du service temporaire qu'elle avait formé pour établir et classer les cartes destinées aux Tables AF et RF. Pour la Table AF, aux âges jeunes, ces cartes étaient bien en général des cartes de Contre-assurances; mais ces Contre-assurances, dans de très fortes proportions, étaient dues à d'anciennes tontines, et ne se bornaient pas à la garantie d'assurances ordinaires en cas de vie.

Il en était de même dans les autres Compagnies anciennes qui s'étaient associées pour la Table AF. L'assurance sur la vie a longtemps languì en France, et les Compagnies qui tentaient de l'acclimater ont dû se résigner, parallèlement aux opérations d'assurance, à organiser des tontines, aujourd'hui éteintes.

Ces tontines amenaient aux Compagnies des »Contre-assurances«, sous la forme de véritables assurances temporaires en cas de décès, à primes fixes; et, pour la Table AF, on a utilisé, au même titre que les autres, les Contre-assurances de tontines.

12. N'a-t-on pas introduit ainsi un risque de mortalité supérieur à la moyenne? Les adhérents aux tontines ont dû choisir les enfants pour lesquels ils souscrivaient des Contre-assurances, et le choix devait porter sur ceux dont la longévité était plus douteuse: ne serait-ce pas une explication des taux élevés de mortalité de la Table AF.RF?

13. Même sans ce choix, des têtes admises à l'époque reculée des tontines sont-elles susceptibles encore de guider l'assureur élaborant ses tarifs? C'est surtout l'enfance qui a profité des admirables progrès de la médecine moderne, et il n'y a pas à contester, en tout état de cause, que les observations de la Table AF.RF remontent un peu loin dans le temps pour que ces tout récents progrès l'aient influencée d'une manière sensible.

---



14. Au surplus, dans la pensée des Compagnies, la Table RF ne passait pas pour clore la série de leurs travaux en matière de recherches synthétiques sur la mortalité. Même restreinte aux rentes viagères, la Table RF ne les éclairait pas sur l'influence de la durée des contrats, du sexe, etc.

Aussi, quoique réduit à trois Compagnies, le Comité des Compagnies d'Assurances à primes fixes sur la vie a-t-il repris assez rapidement l'étude de la longévité des rentiers viagers. Il y a joint les assurés en cas de vie qui n'avaient point contribué à la Table RF. Les tontines n'ont fourni aucun appoint, direct ou indirect, puisque les Contre-assurances sont exclues, par principe, des assurances en cas de vie. <sup>1)</sup>

15. Au sujet des jeunes têtes, les *Tables 1900* devaient réaliser une sensible amélioration à la Table RF. La préface de ces Tables le fait pressentir dans les termes suivants :

„La Table RF, construite à l'aide des seules données fournies par les polices de rentes viagères immédiates, ne comporte pour les jeunes têtes qu'un nombre très faible d'observations. En faisant entrer dans la nouvelle table l'expérience déduite des assurances de rentes différées et temporaires et des assurances de capitaux différés, la Commission des Actuaires a pensé qu'elle apporterait une intéressante contribution à l'étude de la mortalité dans les premiers âges de la vie.”

16. A ces âges, quand on compare les têtes soumises au risque, d'après la Table RF et d'après les Tables 1900, celles-ci assurément présentent une notable supériorité. Mais si l'on substitue à la Table RF, pour cette comparaison, la Table AF, ou la Table AF.RF qui lui est identique, un nombre considérable de têtes a disparu dans les Tables 1900, parfois les deux-tiers.

17. L'absence d'une Compagnie au Comité ne suffit pas pour expliquer cette sortie en masse. Le temps écoulé entre la confection de la Table AF et celle des Tables 1900 avait suffisamment accru

---

<sup>1)</sup> Le Comité des Compagnies d'assurances à primes fixes sur la vie se composait alors, comme aujourd'hui, de la Compagnie d'Assurances Générales, de l'Union, et de la Nationale. L'étude dont nous parlons ici a figuré à l'Exposition de Paris en 1900; elle a paru en volume (1902) sous le titre: *Tables de mortalité 1900 des Rentiers et Assurés en cas de vie établies par le Comité des trois Compagnies*. Les trois actuaires chargés du travail ont été: MM. HECTOR DUPLAIX, FRANÇOIS OLTRAMARE, et ALBERT QUIQUET.

le nombre des têtes apportées par les trois autres Compagnies, et compensait en majeure partie l'exode des autres. L'écart semble s'expliquer mieux par les Contre-assurances.

Si toutes les Contre-assurances de la Table AF avaient été des Contre-assurances de Capitaux différés, on eût retrouvé, et au-delà, les mêmes têtes aux Tables 1900 pour les trois Compagnies, puisque celles-ci ont fait état de toutes les polices de capitaux différés souscrites depuis leur origine. Mais, à la Table AF, il y avait en outre les Contre-assurances de tontines, et celles-là ont manqué totalement aux Tables 1900.

La constatation que je viens d'exposer montre quel rôle prépondérant les Contre-assurances de tontines ont joué dans la Table AF, aux jeunes âges. C'est une confirmation, donnée par les chiffres, du souvenir personnel que j'évoquais précédemment.

18. Quoi qu'il en soit, du nombre inférieur des observations aux jeunes âges il est résulté, pour les Tables 1900, des bases de calcul encore moins étendues que pour la Table AF.RF. De 0 à 25 ans, celle-ci avait présenté 1853 décès: les Tables 1900 n'en présentent que 264 comme observations brutes.

Les Tables 1900, du reste, n'ont pas été l'objet d'un ajustement qui les rende propres aux applications. Jusqu'à nouvel ordre, les Compagnies françaises continuent à user, pour les rentes viagères et les assurances en cas de vie, de la Table RF complétée par la Table AF.RF.

19. Je n'abandonnerai pas les Tables 1900 sans formuler un vœu: c'est de les voir reprises et achevées, et non plus seulement par trois Compagnies, mais par le plus de Compagnies possible.

Certes, l'art des groupements humains est un art difficile. Grouper des Compagnies élève d'une unité, ou plus, le degré du problème. Des complications surgissent, d'ordre matériel moins peut-être que d'ordre psychologique.

Je crois cependant qu'elles ne sont pas insurmontables. Voici par exemple une simplification que je soumets volontiers à l'examen de mes bienveillants confrères.

20. Lorsque la nécessité est reconnue d'une Table de mortalité nouvelle, l'usage est, pour les Compagnies qui se rassemblent à cet objet, de centraliser toutes leurs observations, de manière à

les considérer comme émanant d'une Compagnie fictive, d'une Compagnie unique.

Le procédé est des plus louables: il offre l'avantage d'opérer sur de très grands nombres, à chacun des âges; il permet d'éliminer les doubles emplois provenant des têtes assurées à plusieurs Compagnies.

Il a l'inconvénient d'être extrêmement laborieux et coûteux.

21. Il me semble qu'on ne sacrifierait pas grand'chose des principes techniques en laissant les Compagnies agir séparément; peut-être même y aurait-il profit à recueillir leurs observations isolées et non confondues.

Il suffirait que l'accord des Compagnies soit formel sur les *méthodes* à suivre, que l'homogénéité des opérations soit bien assurée. L'établissement des cartes, leur dépouillement, leur classement, etc., devraient être uniformes. Mais ces cartes resteraient dans chaque Compagnie, qui obtiendrait, avec elles, les taux de mortalité afférents à son expérience personnelle.

Naturellement, la détermination de l'âge pour chaque groupe d'assurés, le calcul des taux, etc., s'effectueraient aussi par des règles rigoureusement communes à toutes les Compagnies.

Au début la centralisation des Compagnies se réduirait en somme à l'adoption des règles à suivre. Elle interviendrait à nouveau, lors de la fin des opérations, pour rapprocher les taux particuliers relatifs à un *même phénomène*, et pour en conclure, par les méthodes appropriées, au «taux probable» de ce phénomène, compte étant tenu des nombres bruts fournis par chaque Compagnie à l'appui de ses travaux.

22. Je pressens bien une objection principale à ce système: il n'élimine pas les têtes communes à plusieurs Compagnies. Cette objection a-t-elle la portée qu'on lui attribue généralement? Ce serait à discuter. En tout cas le système a cet avantage d'apporter, pour un seul taux de mortalité, *plusieurs mesures indépendantes* de ce taux. Et des «observations répétées» ne sont pas à dédaigner. C'est la méthode des astronomes, opposée à celle des physiciens.

Je m'explique, ou plutôt je vais laisser à un maître le soin de l'explication.

23. HENRI POINCARÉ, qu'une brusque mort vient de ravir cruellement à la science, s'est attaché, comme on le sait, au Calcul

des probabilités. L'une de ses dernières oeuvres a été la seconde édition (1912) des leçons, sur ce Calcul, qu'il a professées à la Sorbonne en 1893—1894, et dont il avait bien voulu, à l'époque, me permettre la rédaction. Mais, en dehors de ce traité magistral, HENRI POINCARÉ aimait à revenir sur les problèmes du hasard, et il les rendait accessibles au plus grand nombre dans des articles de philosophie scientifique. Réunis en volumes, ces articles ont rapidement conquis l'attention générale. L'un d'eux, inséré d'abord (1) dans la "Revue générale des sciences pures et appliquées", se trouve maintenant (2) dans le livre: "La Science et l'hypothèse"; il est intitulé précisément "le Calcul des probabilités", et l'éminent auteur y met les deux méthodes d'observation en parallèle, dans des termes pittoresques que l'on me saura gré de reproduire.

24. „Il est très curieux, dit-il, d'entendre un physicien discuter avec un astronome au sujet d'une méthode d'observation: le physicien, persuadé qu'une bonne mesure vaut mieux que beaucoup de mauvaises, se préoccupe avant tout d'éliminer à force de précautions les dernières erreurs systématiques; et l'astronome lui répond: „Mais vous ne pourrez observer ainsi qu'un petit nombre d'étoiles; les erreurs accidentelles ne disparaîtront pas”.

25. En dehors des Compagnies d'assurances, de ce qu'elles ont fait, de ce qu'elles pourront faire, des tables de mortalité existent dans notre pays. Le Gouvernement en a publié.

Je ne parle pas des tables de population générale: le programme d'Amsterdam les écarte en principe. Mais il y a d'autres tables officielles.

En premier lieu, la Table de mortalité de la Caisse nationale des retraites (*Table CR*) sert aux opérations de cette Caisse depuis 1887. (3) Fort soigneusement dressée par M. LOUIS FONTAINE, actuaire de la Caisse des Dépôts et Consignations, elle ne répond pas malheureusement aux intentions de la Commission d'organisation du Congrès. Les têtes observées sont extrêmement rares aux âges très jeunes: pendant douze années d'âges consécutifs,

(1) 15 avril 1899.

2) Page 241.

(3) L'Imprimerie Nationale a édité une petite brochure relative à cette Table; son titre est: *Table de mortalité de la Caisse nationale des retraites pour la vieillesse. Notice et tableaux.*

de 3 ans à 14 ans inclus, les nombres bruts n'accusent en tout que 13 décès! Il ne peut en résulter une grande autorité pour les nombres ajustés.

26. Une élimination systématique a été opérée pour la construction de la Table C R, celle de ses rentiers en même temps membres des Sociétés de Secours mutuels. (1)

D'autre part, depuis 1852, il a été décidé en France que le Gouvernement dresserait des tables de mortalité et de morbidité applicables aux Sociétés de Secours mutuels. La loi du 1<sup>er</sup> avril 1898 a formellement renouvelé cette injonction.

Les mutualistes forment une partie notable et intéressante de la population. L'étude de leur mortalité se justifiait doublement, puisqu'elle n'était pas faite et que la loi obligeait à la faire. Une Commission a été nommée en 1899, par les Ministères de l'Intérieur et du Commerce (2), en vue des tables réclamées par la loi de 1898.

27. Chargé par la Commission de diriger, au point de vue technique, les travaux entrepris par l'Administration compétente, et nommé Actuaire-Rapporteur, j'ai déposé en 1910 mon Rapport à la Commission. (3) Les administrations officielles donnent fort peu de publicité aux documents qu'elles élaborent, et elles ne les mettent pas en général dans le commerce. Si je n'ai pas cru utile, jusqu'à présent, d'insérer ici des extraits des Tables dont je me suis occupé plus haut, c'est qu'il m'a semblé que les gens intéressés à les connaître possédaient déjà les Tables AF, RF, ou CR, et les Tables 1900, ou du moins qu'ils pouvaient en avoir aisément communication. Il n'en est pas de même pour les tables mutualistes,

(1) Voir à ce sujet la *Revue des Institutions de Prévoyance*, livraison de mars 1889.

(2) Cette Commission était formée: de M.M. BARBERET et PAULET, chefs de Bureau à ces deux Ministères; de M.M. les docteurs JACQUES BERTILLON et GABRIEL; de M. RAMÉ, mutualiste, auteur de diverses tables techniques; et enfin de quatre membres agrégés de l'Institut des Actuaire français, M.M. PAUL GUIEYSSSE, LÉON MARIE, QUIQUET et WEBER. M. PAUL GUIEYSSSE présidait la Commission.

(3) Ce Rapport a été imprimé à l'Imprimerie Nationale (1911) par les soins de la Direction de la Mutualité au Ministère du Travail et de la Prévoyance Sociale. Il est intitulé: *Commission des Tables de mortalité et de morbidité des Sociétés de Secours mutuels. Rapport définitif sur les travaux organisés par la Commission, de 1899 à 1910, et sur leurs résultats*, par M. ALBERT QUIQUET, membre agrégé de l'Institut des Actuaire français.

auxquelles une grande partie de mon Rapport a été consacrée, et qui sont au nombre de 34 : 22 tables brutes et 12 tables ajustées. Je me crois donc obligé de reproduire ci-dessous les parties de ces tables qui répondent le mieux aux recherches sollicitées par le programme du Congrès.

28. Des 22 tables brutes que j'ai pu faire paraître dans mon Rapport, 4 reposent sur des observations incomparablement plus importantes que les autres : les tables 13, 16, 19 et 22.

Elles sont relatives aux Sociétés de Secours mutuels auxquelles la loi du 1<sup>er</sup> avril 1898 accorde l'« approbation », et, pour être précis, à celles de ces Sociétés qui ne pratiquent pas *exclusivement* la retraite. Je les ai désignées par le titre de « Sociétés approuvées ordinaires ».

Les années d'observation ont été au nombre de onze, 1890 à 1900 inclus. J'ai appliqué ici aussi le procédé du double des observations.

L'âge à l'observation est la différence des deux millésimes de naissance et d'observation.

Le sexe a été distingué. Une autre différenciation y figure également : la population urbaine (tables 13, 16) et la population rurale (tables 19, 22). Je ne crois pas qu'on la rencontre dans les travaux du même genre.

La définition adoptée pour les populations a été la suivante : « Les mutualistes ont été classés comme urbains ou ruraux, selon que leur société avait son siège dans une commune comptant ou non plus de 2000 habitants ».

29. Ainsi qu'on le verra, plus bas, par les extraits des quatre tables 13, 16, 19, 22, les décès entre 1 an et 15 ans ne sont guère que des cas isolés, et, à ces âges, je n'ai pas cherché à ajuster les tables. Mais j'ai essayé un ajustement provisoire, à partir de 15 ans, en usant d'une méthode que j'appelle « ajustement par les demi-âges ». Sur cette méthode on trouvera les renseignements voulus, à la suite du présent mémoire, dans la Note II.

Les tables 13, 16, 19, 22 ont de la sorte été ajustées (à titre provisoire) par les tables auxquelles j'ai donné les désignations suivantes :

Table U<sup>(M)</sup> : urbaine-masculin ;

Table U<sup>(F)</sup> : urbaine-féminin ;

Table R<sup>(M)</sup>: rurale-masculin :

Table R<sup>(F)</sup>: rurale-féminin.

Immédiatement après la table brute dont il dérive, est reproduit ci-après un extrait, de 15 à 25 ans, de chacune de ces tables ajustées.



**Tables de mortalité des Sociétés françaises de Secours mutuels.**  
(Extraits).

Table 13. *Sociétés approuvées ordinaires.*

POPULATION URBAINE.

Sexe masculin.

Participants et retraités.

Age.	Existant au 1 <sup>er</sup> Janvier		Décès dans l'année d'observation.	Double des observations.	Observations.	Taux brut de mortalité.
	de l'année d'observation.	de l'année suivante.				
ans.						
1	82	116	6	204	102	0,05852
2	130	161	1	292	146	0,00685
3	170	224	2	396	198	0,01010
4	228	260	1	489	244,5	0,00409
5	245	338	2	585	292,5	0,00684
6	338	414	1	753	376,5	0,00266
7	422	525	5	952	476	0,01050
8	505	565	1	1.071	535,5	0,00187
9	613	667	2	1.282	641	0,00312
10	769	859		1.628	814	
11	891	954	3	1.848	924	0,00325
12	962	1.057	1	2.020	1.010	0,00099
13	1.037	1.180	1	2.218	1.109	0,00090
14	1.225	1.617	1	2.843	1.421,5	0,00070
15	1.666	2.765	4	4.435	2.217,5	0,00180
16	3.019	4.416	7	7.442	3.721	0,00188
17	4.526	6.306	19	10.851	5.425,5	0,00350
18	6.336	8.176	41	14.553	7.276,5	0,00563
19	7.911	9.628	59	17.598	8.799	0,00671
20	9.635	10.822	82	20.539	10.269,5	0,00798
21	11.083	11.991	88	23.162	11.581	0,00760
22	13.189	13.147	96	26.432	13.216	0,00726
23	14.328	17.084	108	31.520	15.760	0,00685
24	17.204	21.170	114	38.488	19.244	0,00592
25	21.617	26.819	153	48.589	24.294,5	0,00630

*Ajustement par les demi-âges: Table U<sup>M</sup>.*

Age.	Observations.	Décès dans l'année d'observation.	Taux ajusté de mortalité.
ans.			
15	8.156	15	0,00184
16	18.806	44	0,00234
17	27.774	105	0,00378
18	37.554	201	0,00535
19	44.443	300	0,00675
20	51.188,5	393	0,00768
21	58.228,5	442	0,00759
22	66.989	484	0,00723
23	79.740	534	0,00670
24	97.786,5	603	0,00617
25	120.971	770	0,00637

**Tables de mortalité des Sociétés françaises de Secours mutuels.**  
(Extraits).

Table 16. *Sociétés approuvées ordinaires.*

POPULATION URBAINE.

Sexe féminin.

Participantes et retraitées.

Age.	Existant au 1 <sup>er</sup> Janvier		Décès dans l'année d'observation.	Double des observations.	Observations.	Taux brut de mortalité.
	de l'année d'observation.	de l'année suivante.				
ans.						
1	81	99	1	181	90,5	0,01105
2	116	125	2	243	121,5	0,01646
3	116	151	1	268	134	0,00746
4	137	163	2	302	151	0,01325
5	188	253		441	220,5	
6	246	316	1	503	281,5	0,00355
7	332	392	1	725	362,5	0,00276
8	382	449		831	415,5	
9	431	494		925	462,5	
10	499	575	1	1.075	537,5	0,00186
11	553	586	1	1.140	570	0,00175
12	582	658	1	1.241	620,5	0,00161
13	643	700		1.343	671,5	
14	696	841	2	1.539	769,5	0,00260
15	911	1.049	2	1.902	981	0,00204
16	1.127	1.566	7	2.700	1.350	0,00519
17	1.600	1.942	5	3.547	1.773,5	0,00282
18	2.018	2.497	12	4.527	2.263,5	0,00530
19	2.447	2.867	12	5.326	2.663	0,00451
20	3.102	3.355	19	6.476	3.238	0,00587
21	3.242	3.641	34	6.917	3.458,5	0,00983
22	3.678	4.081	29	7.788	3.894	0,00745
23	4.214	4.680	25	8.928	4.464	0,00560
24	4.637	5.177	32	9.846	4.923	0,00650
25	5.057	5.520	38	10.615	5.307,5	0,00716

Ajustement par les demi-âges : Table U<sup>(1)</sup>.

Age.	Observations.	Décès dans l'année d'observation.	Taux ajusté de mortalité.
ans.			
15	3.312	11	0,00332
16	6.804,5	28	0,00411
17	8.934	34	0,00381
18	11.227	53	0,00472
19	13.490,5	67	0,00497
20	15.835,5	103	0,00650
21	17.507,5	150	0,00857
22	19.604,5	146	0,00745
23	22.209	136	0,00612
24	24.540,5	159	0,00648
25	26.676,5	182	0,00682

**Tables de mortalité des Sociétés françaises de Secours mutuels.**  
(Extraits).

Table 19. *Sociétés approuvées ordinaires.*

POPULATION RURALE.

Sexe masculin.

Participants et retraités.

Age.	Existant au 1 <sup>er</sup> janvier		Décès dans l'année d'observation.	Double des observations.	Observations.	Taux brut de mortalité.
	de l'année d'observation.	de l'année suivante.				
ans.						
1	119	124	6	249	124,5	0,04819
2	152	154	4	310	155	0,02581
3	233	229	5	467	233,5	0,02141
4	210	246	2	458	229	0,00873
5	267	362	5	634	317	0,01577
6	404	489	4	897	448,5	0,00892
7	549	609	5	1.223	611,5	0,00818
8	550	635	3	1.188	594	0,00505
9	646	736	5	1.387	693,5	0,00721
10	670	759	2	1.431	715,5	0,00280
11	771	827	7	1.605	802,5	0,00872
12	871	954	6	1.831	915,5	0,00655
13	1.061	1.222	3	2.286	1.143	0,00262
14	1.309	1.590	8	2.907	1.453,5	0,00550
15	1.688	2.549	8	4.245	2.122,5	0,00377
16	2.758	4.053	16	7.427	3.713,5	0,00431
17	4.509	6.294	19	10.822	5.411	0,00351
18	6.169	8.066	32	14.267	7.133,5	0,00449
19	7.606	9.213	63	16.882	8.441	0,00746
20	8.963	10.093	74	19.130	9.565	0,00774
21	9.922	10.304	67	20.293	10.146,5	0,00660
22	10.182	11.908	73	22.163	11.081,5	0,00659
23	11.802	14.321	63	26.186	13.093	0,00481
24	13.968	17.469	87	31.524	15.762	0,00552
25	17.317	22.064	93	39.474	19.737	0,00471

*Ajustement par les demi-âges : Table R<sup>M</sup>.*

Age.	Observations.	Décès dans l'année d'observation.	Taux ajusté de mortalité.
ans.			
15	7.958,5	32	0,00402
16	18.674	75	0,00402
17	27.080	105	0,00388
18	35.252,5	178	0,00505
19	42.021,5	295	0,00702
20	47.282,5	352	0,00744
21	51.086	348	0,00681
22	56.484	349	0,00618
23	66.122,5	349	0,00528
24	80.116	417	0,00520
25	87.816	477	0,00488

**Tables de mortalité des Sociétés françaises de Secours mutuels.**  
(Extraits).

Table 22. *Sociétés approuvées ordinaires.*

POPULATION RURALE.

Sexe féminin.

Participantes et retraitées.

Age.	Existant au 1 <sup>er</sup> Janvier		Décès dans l'année d'obser- vation.	Double des obser- vations.	Observations.	Taux brut de mortalité.
	de l'année d'obser- vation.	de l'année suivante.				
ans.						
1	145	164	5	314	157	0,03185
2	181	197	3	381	190,5	0,01575
3	179	199	3	381	190,5	0,01575
4	212	257	4	473	236,5	0,01691
5	252	342	3	597	298,5	0,01005
6	346	431	1	778	389	0,00257
7	386	463	2	851	425,5	0,00470
8	446	514		960	480	
9	483	523	1	1.007	503,5	0,00199
10	516	563		1.079	539,5	
11	527	555	1	1.083	541,5	0,00185
12	492	525	3	1.020	510	0,00588
13	520	560	1	1.081	540,5	0,00185
14	527	595	2	1.124	562	0,00356
15	600	730	1	1.331	665,5	0,00150
16	729	935	2	1.666	833	0,00240
17	941	1.149	6	2.096	1.048	0,00573
18	1.064	1.251	2	2.317	1.158,5	0,00173
19	1.256	1.500	8	2.764	1.382	0,00579
20	1.497	1.742	9	3.248	1.624	0,00554
21	1.708	1.982	8	3.698	1.849	0,00433
22	1.944	2.214	4	4.162	2.081	0,00192
23	2.120	2.406	10	4.536	2.268	0,00441
24	2.393	2.698	13	5.104	2.552	0,00509
25	2.634	2.840	19	5.493	2.746,5	0,00692

Ajustement par les demi-âges : Table R<sup>(F)</sup>.

Age.	Observations.	Décès dans l'année d'obser- vation.	Taux ajusté de mortalité.
ans.			
15	2.164	4	0,00185
16	4.212,5	13	0,00309
17	5.135,5	22	0,00428
18	5.905,5	20	0,00339
19	6.928,5	35	0,00505
20	8.103	43	0,00531
21	9.252	37	0,00400
22	10.360	30	0,00290
23	11.437	47	0,00411
24	12.670,5	68	0,00537
25	13.685	93	0,00680

30. Quoique les têtes observées aient atteint plusieurs milliers vers 25 ans, les tables des Sociétés de secours mutuels n'ont pas, elles non plus, à prétendre représenter la mortalité de l'enfance.

En commençant ses travaux, la Commission des tables s'était flattée de réunir un très grand nombre d'observations sur les têtes jeunes: elle comptait sur les Sociétés scolaires de secours mutuels.

Mais ces Sociétés n'ont pas donné tout le résultat qu'on espérait: les décès ne paraissent pas y avoir été relevés avec toute l'attention nécessaire. C'est surtout à propos d'elles que j'écrivais dans mon Rapport :

„Lorsqu' un participant cesse de payer sa cotisation, est-ce une simple „sortie” ou un décès? On a, en général, une tendance à se contenter de la première appréciation, ce qui entraîne à d'irrémédiables *erreurs systématiques*.”

31. Poursuivant un but différent des Sociétés scolaires, une association s'est constituée en France, il y a quelques années, qui se recrute aussi parmi les jeunes enfants: elle veut, à l'aide de cotisations modiques, former pour eux des dots après un certain temps de sociétariat.

Grâce à une propagande remarquablement active, et malgré quelques vicissitudes initiales, elle a réuni un nombre considérable d'adhérents.

Cette association est la *Société de Dotation de la Jeunesse de France*. Son Président Général, M. le docteur MAIRE-AMÉRO, lui a consacré une notice dans l' „Almanach des mutualistes”, édité par *le Matin* en 1906. La cotisation est mensuelle et de fr. 0,50 par part; on peut souscrire de 1 à 10 parts pour un enfant; les sociétaires sont admis dès la naissance; tout sociétaire, qui a régulièrement acquitté ses cotisations pendant dix années révolues, a droit à une dot. S'il s'agit d'une jeune fille, cette dot ne lui est versée qu' à son mariage ou à sa majorité. S'il s'agit d'un jeune homme, la dot est payée dans des conditions un peu différentes, qui tiennent compte de la situation du jeune homme au point de vue du service militaire.

32. A deux ou trois reprises, la Société m'a appelé comme actuaire-conseil, notamment lorsqu'elle eût à distribuer ses premières dots. Je lui fis, à cette occasion, établir une statistique de tout

l'effectif admis depuis l'origine, de son mouvement comme entrées, comme sorties, et comme décès. Cette statistique fut dressée avec intelligence et activité sous la direction de M. ROLLIN, chef des Bureaux de la Société.

Chaque jeune sociétaire possédait une fiche individuelle: l'âge à l'observation put être déterminé par la différence de deux millésimes, année de naissance et année d'observation.

Les années d'observation ont été au nombre de sept, 1895 à 1901. L'importance numérique des observations est rendue sensible rien que par le nombre des sociétaires (et non des parts) présents au 1<sup>er</sup> janvier 1902, date à laquelle la statistique avait été arrêtée.

*Sociétaires présents au 1<sup>er</sup> janvier 1902.*

Garçons.....	47.559
Filles.....	58.270
Sexes réunis....	105.829

33. Mais les »observations« proprement dites ayant porté sur sept années, les nombres utilisés pour les taux de mortalité ont naturellement dépassé de beaucoup cet effectif. On en jugera par la colonne »Inscrits« des tableaux suivants, qui résument le dépouillement de la statistique, et desquels j'ai déduit les taux bruts de mortalité.

# Dotation de la Jeunesse de France.

## TAUX BRUTS DE MORTALITÉ.

### GARÇONS.

Age.	Inscrits.	A déduire:			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux brut de mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	2.432	1.216	74	1.290	1.142	57	0,04991
1 »	5.955	2.088	240	2.328	3.627	131	0,03612
2 ans	7.872	1.910	297,5	2.207,5	5.664,5	68	0,01200
3 »	8.769	1.818	319,5	2.137,5	6.631,5	60	0,00905
4 »	9.018	1.755,5	318,5	2.074	6.944	55	0,00792
5 »	9.064	1.763	311,5	2.074,5	6.989,5	35	0,00501
6 »	9.041	1.765	289	2.054	6.987	27	0,00386
7 »	9.144	1.737,5	271,5	2.009	7.135	18	0,00252
8 »	9.146	1.769,5	285,5	2.055	7.091	22	0,00310
9 »	9.000	1.713,5	245	1.958,5	7.041,5	10	0,00142
10 »	9.350	1.843	260,5	2.103,5	7.246,5	21	0,00290
11 »	9.582	1.893,5	262,5	2.156	7.426	11	0,00148
12 »	9.628	1.768,5	251	2.019,5	7.608,5	9	0,00118
13 »	9.603	1.739	265	2.004	7.599	9	0,00118
14 »	9.691	1.870,5	278,5	2.149	7.542	19	0,00252
15 »	9.882	1.941,5	269,5	2.211	7.671	22	0,00287
16 »	6.351	55,5	186,5	242	6.109	21	0,00344
17 »	3.430	6	78	84	3.346	18	0,00538
18 »	1.639	2	40	42	1.597	10	0,00626
19 »	641	2	16,5	18,5	622,5	8	0,01285
20 »	143	0,5	5,5	6	137	»	»
21 »	20	»	1	1	19	1	0,05263



# Dotation de la Jeunesse de France.

## TAUX BRUTS DE MORTALITÉ.

### FILLES.

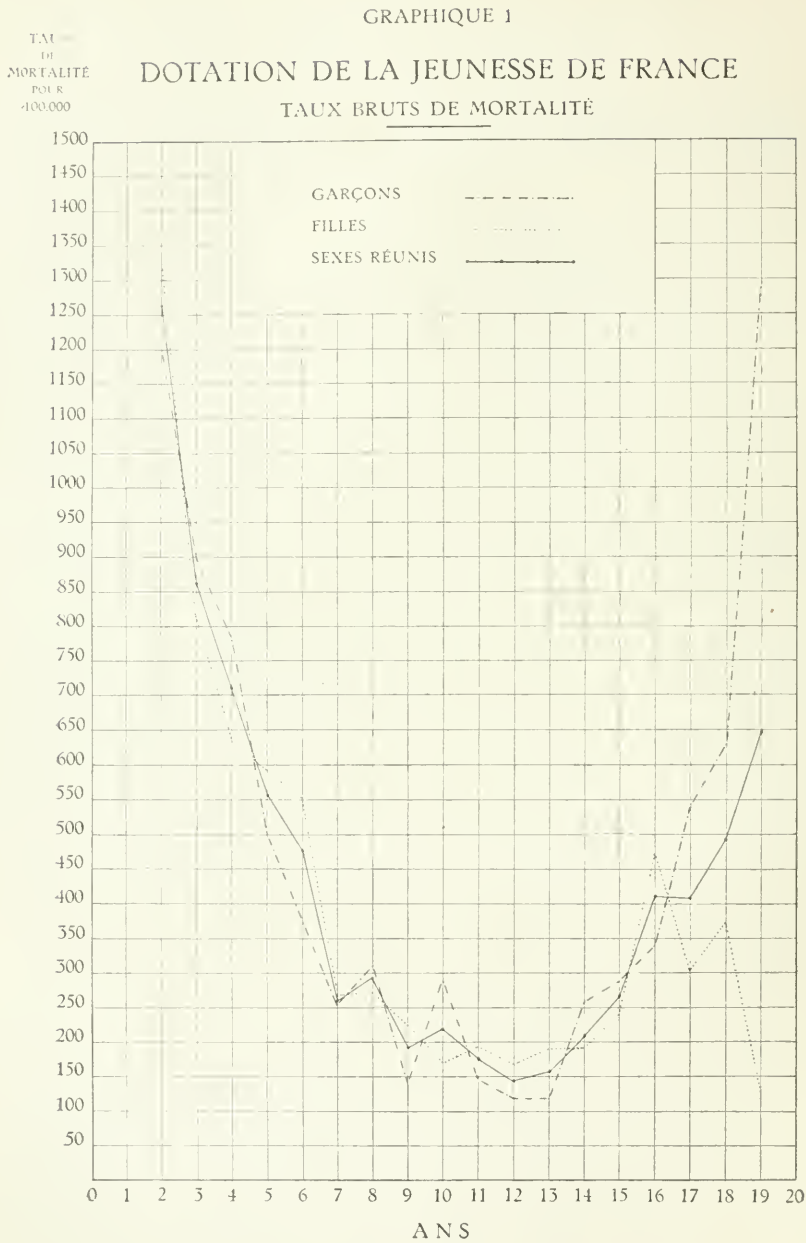
Age.	Inscrits.	A déduire :			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux brut de mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	2.950	1.475	86	1.561	1.389	57	0,04104
1 »	6.662	2.286,5	270	2.556,5	4.105,5	165	0,04019
2 ans	8.813	2.215	331	2.546	6.267	83	0,01324
3 »	9.855	2.088,5	339,5	2.428	7.427	61	0,00821
4 »	10.369	2.055	332	2.387	7.982	51	0,00639
5 »	10.884	2.159,5	323	2.482,5	8.401,5	50	0,00595
6 »	10.974	2.116	325,5	2.441,5	8.532,5	47	0,00551
7 »	11.147	2.179	329,5	2.508,5	8.638,5	23	0,00266
8 »	11.223	2.162	302,5	2.464,5	8.758,5	24	0,00274
9 »	11.397	2.219,5	289	2.508,5	8.888,5	20	0,00225
10 »	11.575	2.229,5	299	2.528,5	9.046,5	15	0,00166
11 »	11.596	2.215	264,5	2.479,5	9.116,5	18	0,00197
12 »	11.956	2.289	298	2.587	9.369	16	0,00171
13 »	12.051	2.302	290,5	2.592,5	9.458,5	18	0,00190
14 »	11.860	2.198	280,5	2.478,5	9.381,5	18	0,00192
15 »	11.752	2.211,5	292	2.503,5	9.248,5	22	0,00238
16 »	7.266	78	189,5	267,5	6.998,5	33	0,00472
17 »	4.058	9,5	97	106,5	3.951,5	12	0,00304
18 »	1.912	4,5	32	36,5	1.875,5	7	0,00373
19 »	781	2	14,5	16,5	764,5	1	0,00131
20 »	189	1	4	5	184	»	»
21 »	29	»	1	1	28	»	»

# Dotation de la Jeunesse de France.

## TAUX BRUTS DE MORTALITÉ.

### SEXES RÉUNIS.

Age.	Inscrits.	A déduire:			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux brut de mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	5.382	2.691	160	2.851	2.531	114	0,04504
1 »	12.617	4.374,5	510	4.884,5	7.732,5	296	0,03828
2 ans	16.685	4.125	628,5	4.753,5	11.931,5	151	0,01266
3 »	18.624	3.906,5	659	4.565,5	14.058,5	121	0,00861
4 »	19.387	3.810,5	650,5	4.461	14.926	106	0,00710
5 »	19.948	3.922,5	634,5	4.557	15.391	85	0,00552
6 »	20.015	3.881	614,5	4.495,5	15.519,5	74	0,00477
7 »	20.291	3.916,5	601	4.517,5	15.773,5	41	0,00260
8 »	20.369	3.931,5	588	4.519,5	15.849,5	46	0,00290
9 »	20.397	3.933	534	4.467	15.930	30	0,00188
10 »	20.925	4.072,5	559,5	4.632	16.293	36	0,00221
11 »	21.178	4.108,5	527	4.635,5	16.542,5	29	0,00175
12 »	21.584	4.057,5	549	4.606,5	16.977,5	25	0,00147
13 »	21.654	4.041	555,5	4.596,5	17.057,5	27	0,00158
14 »	21.551	4.068,5	559	4.627,5	16.923,5	37	0,00219
15 »	21.634	4.153	561,5	4.714,5	16.919,5	44	0,00260
16 »	13.617	133,5	376	509,5	13.107,5	54	0,00412
17 »	7.488	15,5	175	190,5	7.297,5	30	0,00411
18 »	3.551	6,5	72	78,5	3.472,5	17	0,00490
19 »	1.422	4	31	35	1.387	9	0,00649
20 »	332	1,5	9,5	11	321	»	»
21 »	49	»	2	2	47	1	0,02128



34. Sur ces tableaux, les nombres qu'on lit à chaque âge sont fort satisfaisants comme importance, non-seulement quand les deux sexes sont réunis, mais même quand ils sont séparés. C'est vers la majorité qu'ils deviennent assez faibles, l'existence de la Société étant encore trop courte en 1902 pour qu'elle ait pu compter beaucoup de têtes voisines de la vingtième année.

On saisira mieux la marche des taux bruts de mortalité par le Graphique 1 où ils sont représentés, de 2 ans à 19 ans, pour chacun des sexes et pour les deux sexes réunis.

35. L'allure des trois tracés ainsi obtenus m'a encouragé à donner suite à mon intention première, qui était, pour calculer les dots, de me servir d'une table de mortalité spéciale à la Dotation de la Jeunesse de France. Aucune des tables connues, en effet, ne me semblait »a priori« s'imposer pour le calcul de ces dots.

C'est cette *Table de la Dotation de la Jeunesse de France* que je publie aujourd'hui pour la première fois.

36. Afin d'adoucir les angles les plus saillants des tracés de taux bruts, j'ai commencé par appliquer, aux nombres directement observés, un ajustement rapide, suivant une méthode déjà signalée à propos des tables mutualistes, un »ajustement par demi-âges« ; la Note II, comme j'en ai prévenu, en reparlera à la fin de ce mémoire.

Les »inscrits« à chaque âge sont devenus ainsi des plus respectables ; et il en est résulté, pour les »soumis au risque« et pour les »décédés«, des nombres plus que maniables pour en déduire des taux de mortalité.

Cet »ajustement par les demi-âges« a conduit, pour les garçons, les filles, et les sexes réunis, aux trois tableaux ci-dessous. Sur le Graphique 2, on les verra également représentés par trois tracés.

# Dotation de la Jeunesse de France.

## AJUSTEMENT PAR LES DEMI-AGES.

### GARÇONS.

Age.	Inscrits.	A déduire :			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux de Mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	10.819	4.520	388	4.908	5.911	245	0,04145
1 »	28.169	9.390	1.091,5	10.481,5	17.687,5	518	0,02929
2 ans	38.340	9.636	1.452	11.088	27.252	395	0,01449
3 »	43.197	9.119,5	1.574,5	10.694	32.503	303	0,00932
4 »	44.887	8.847,5	1.586,5	10.434	34.453	260	0,00755
5 »	45.251	8.809,5	1.542	10.351,5	34.899,5	187	0,00536
6 »	45.331	8.795,5	1.450	10.245,5	35.085,5	134	0,00382
7 »	45.619	8.747	1.389	10.136	35.483	103	0,00290
8 »	45.582	8.759,5	1.373	10.132,5	35.449,5	94	0,00265
9 »	45.496	8.753	1.281	10.034	35.462	73	0,00206
10 »	46.632	9.136	1.289	10.425	36.207	84	0,00232
11 »	47.724	9.292	1.299	10.591	37.133	63	0,00170
12 »	48.069	8.938	1.280,5	10.218,5	37.850,5	47	0,00124
13 »	48.128	8.856	1.324,5	10.180,5	37.947,5	55	0,00145
14 »	48.558	9.292	1.370	10.662	37.896	88	0,00232
15 »	45.688	7.750,5	1.273,5	9.024	36.664	106	0,00289
16 »	32.365	2.114	907	3.021	29.344	103	0,00351
17 »	18.280	75,5	460,5	536	17.744	85	0,00479
18 »	8.988	14	214,5	228,5	8.759,5	56	0,00639
19 »	3.705	8,5	95	103,5	3.601,5	34	0,00944
20 »	1.090	3,5	34	37,5	1.052,5	9	0,00855
21 »	183	0,5	7,5	8	175	2	0,01143

# Dotation de la Jeunesse de France.

## AJUSTEMENT PAR LES DEMI-AGES.

### FILLES.

Age.	Inscrits.	A déduire:			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux de Mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	12.562	5.236,5	442	5.678,5	6.883,5	279	0,04053
1 »	31.749	10.549,5	1.227	11.776,5	19.972,5	635	0,03179
2 ans	42.956	11.020	1.602,5	12.622,5	30.333,5	475	0,01566
3 »	48.747	10.535,5	1.681,5	12.217	36.530	317	0,00868
4 »	51.846	10.413	1.658,5	12.071,5	39.774,5	264	0,00664
5 »	53.995	10.649,5	1.626,5	12.276	41.719	248	0,00594
6 »	54.953	10.686,5	1.629	12.315,5	42.637,5	214	0,00502
7 »	55.638	10.815	1.616,5	12.431,5	43.206,5	140	0,00324
8 »	56.213	10.884,5	1.526	12.410,5	43.802,5	115	0,00263
9 »	56.989	11.050	1.468,5	12.518,5	44.470,5	99	0,00223
10 »	57.718	11.123	1.450,5	12.573,5	45.144,5	83	0,00184
11 »	58.319	11.163,5	1.390,5	12.554	45.765	85	0,00186
12 »	59.515	11.384	1.449	12.833	46.682	84	0,00180
13 »	59.969	11.393	1.450	12.843	47.126	88	0,00187
14 »	59.383	11.107,5	1.424	12.531,5	46.851,5	94	0,00201
15 »	54.382	8.910,5	1.346	10.256,5	44.125,5	117	0,00265
16 »	37.608	2.455	957,5	3.412,5	34.195,5	133	0,00389
17 »	21.352	111	512,5	623,5	20.728,5	76	0,00367
18 »	10.575	25	207,5	232,5	10.342,5	34	0,00329
19 »	4.444	11,5	79,5	91	4.353	10	0,00230
20 »	1.377	5	27,5	32,5	1.344,5	1	0,00074
21 »	247	1	6	7	240	»	»

# Dotation de la Jeunesse de France.

## AJUSTEMENT PAR LES DEMI-AGES.

### SEXES RÉUNIS.

Age.	Inscrits	A déduire :			Soumis au risque.	Décé- dés.	Taux de Mortalité.
		$\frac{1}{2}$ des entrés.	$\frac{1}{2}$ des radiés.	Total.			
0 an	23.381	9.756,5	830	10.586,5	12.794,5	524	0,04096
1 »	59.918	19.939,5	2.318,5	22.258	37.660	1.153	0,03062
2 ans	81.296	20.656	3.054,5	23.710,5	57.585,5	870	0,01511
3 »	91.944	19.655	3.256	22.911	69.033	620	0,00898
4 »	96.733	19.260,5	3.245	22.505,5	74.227,5	524	0,00706
5 »	99.246	19.459	3.168,5	22.627,5	76.618,5	435	0,00568
6 »	100.284	19.482	3.079	22.561	77.723	348	0,00448
7 »	101.257	19.562	3.005,5	22.567,5	78.689,5	243	0,00309
8 »	101.795	19.644	2.899	22.543	79.252	209	0,00264
9 »	102.485	19.803	2.749,5	22.552,5	79.932,5	172	0,00215
10 »	104.350	20.259	2.739,5	22.998,5	81.351,5	167	0,00205
11 »	106.043	20.455,5	2.689,5	23.145	82.898	148	0,00179
12 »	107.584	20.322	2.729,5	23.051,5	84.532,5	131	0,00155
13 »	108.097	20.249	2.774,5	23.023,5	85.073,5	143	0,00168
14 »	107.941	20.399,5	2.794	23.193,5	84.747,5	182	0,00215
15 »	100.070	16.661	2.619,5	19.280,5	80.789,5	223	0,00276
16 »	69.973	4.569	1.864,5	6.433,5	63.539,5	236	0,00371
17 »	39.632	186,5	973	1.159,5	38.472,5	161	0,00418
18 »	19.563	39	422	461	19.102	90	0,00471
19 »	8.149	20	174,5	194,5	7.954,5	44	0,00553
20 »	2.467	8,5	61,5	70	2.397	10	0,00417
21 »	430	1,5	13,5	15	415	2	0,00482



37. L'ajustement par les demi-âges avait déjà sensiblement régularisé, comme on peut le voir, les courbes des taux bruts. Pour faire disparaître leurs derniers accidents, je me suis résolu à procéder à un ajustement algébrique.

J'ai naturellement dirigé cet ajustement en vue du travail qui m'était demandé, le calcul des dots.

A aucun moment, les tables brutes ne révélèrent, entre les taux de mortalité des deux sexes, une différence essentielle, prolongée pendant une durée appréciable.

La Société d'autre part demande la même cotisation quel que soit le sexe. Cette cotisation est des plus modestes, et la valeur absolue de la dot ne peut s'élever bien haut.

La dot d'une jeune fille et la dot d'un jeune homme, dans ces conditions, ne sont guère susceptibles d'une différence justifiée, et il fut convenu que, toutes choses égales d'ailleurs, je négligerais la distinction des sexes.

Je n'avais donc à m'occuper que de la Table des sexes réunis. Voici la marche que j'ai suivie pour la représenter analytiquement.

38. On sait que la loi de MAKEHAM se refuse à l'interpolation d'une table de survie, pour des âges très jeunes. A ces âges, le taux de mortalité passe en général par un minimum, qu'il est impossible d'introduire dans la fonction de l'illustre actuaire anglais.

La même imperfection est présentée par les fonctions de survie que, dans ma thèse d'actuariat 1), j'ai groupées sous le nom de fonctions de »premier ordre«. Il était donc tout indiqué de songer aux fonctions du »second ordre«.

De ces fonctions, la plus générale est la loi de LAZARUS. 2)

39. C'est à la loi de LAZARUS que j'ai recouru, en écrivant comme suit le nombre  $l(x)$  des vivants à l'âge  $x$ .

$$l(x) = 10^A \times 10^{Bx} \times 10^{Cc_1x} \times 10^{Dc_2x}.$$

Le facteur 10 est en évidence, dans le second membre, afin de faciliter l'emploi des logarithmes à base 10, dont il a été fait exclusivement usage.

1) ALBERT QUIQUET, *Représentation algébrique des tables de survie; généralisation des lois de GOMPERTZ, DE MAKEHAM, etc.*, Paris, 1893.

2) Voir, au sujet de cette loi et de celles que je connaissais à l'époque: ALBERT QUIQUET, *Aperçu historique sur les formules d'interpolation des tables de survie et de mortalité*, Paris, 1893.

En appelant  $p(x)$  le complément à 1 du taux annuel de mortalité, ou la probabilité de vivre encore un an à l'âge  $x$ , on tire, de l'expression ci-dessus adoptée pour  $l(x)$ :

$$\text{Log } p(x) = B + C(c_1 - 1)c_1^x + D(c_2 - 1)c_2^x.$$

40. J'ai ensuite introduit la fonction  $Z_x$ :

$$Z_x = \text{Log } p(x+1) - \text{Log } p(x) = \triangle \text{Log } p(x).$$

Dans ma thèse d'actuariat, cette fonction joue un rôle très étendu. En particulier, si  $c_1$  et  $c_2$  sont les racines de:

$$B_0 + B_1 c + B_2 c^2 = 0,$$

les  $Z_x$  sont liées, quel que soit  $x$ , par une relation de récurrence:

$$B_0 Z_x + B_1 Z_{x+1} + B_2 Z_{x+2} = 0.$$

41. Pour découvrir  $c_1$  et  $c_2$ , ou, ce qui revient au même,  $B_0$ ,  $B_1$ ,  $B_2$ , ma thèse indique, avec détails, comment employer tous les nombres bruts  $Z_x$  dont on dispose. Vis-à-vis de la Table de la Dotation, je pouvais abrégier ma méthode: les observations n'ont pas été recueillies avec la minutie que suppose cette méthode, et les résultats des calculs importaient avant tout, puisqu'on se contente d'exiger d'eux qu'ils représentent approximativement les données empiriques.

42. Au lieu de toutes les relations de récurrence possibles, je n'en ai donc employé que deux, la première étant celle qui lie  $Z_x$ ,  $Z_{x+1}$  et  $Z_{x+2}$ , la seconde étant celle qui lie trois autres valeurs consécutives de la même fonction,  $Z_{x+h}$ ,  $Z_{x+h+1}$ ,  $Z_{x+h+2}$ .

J'arrivais de la sorte au système suivant:

$$\begin{cases} B_0 + B_1 c + B_2 c^2 = 0, \\ B_0 Z_x + B_1 Z_{x+1} + B_2 Z_{x+2} = 0, \\ B_0 Z_{x+h} + B_1 Z_{x+h+1} + B_2 Z_{x+h+2} = 0. \end{cases}$$

L'élimination de  $B_0$ ,  $B_1$ ,  $B_2$ , entre ces trois équations homogènes et du premier degré, me donnait alors, à l'aide des  $Z_x$  connues, l'équation du second degré en  $c$ , dont les racines,  $c_1$  et  $c_2$ , m'étaient nécessaires.

$$\begin{vmatrix} 1 & c & c^2 \\ Z_x & Z_{x+1} & Z_{x+2} \\ Z_{x+h} & Z_{x+h+1} & Z_{x+h+2} \end{vmatrix} = 0.$$

43. Pour préciser, il ne me reste plus qu'à indiquer lequel j'ai choisi, de tous les déterminants possibles.

Lorsqu'on examine le Graphique 2, les tracés d'ajustement par

les demi-âges indiquent une tendance manifeste, aussi bien dans chaque sexe que pour les sexes réunis : toute une partie du tracé tourne, dans l'ensemble, sa concavité vers la droite du tableau ; l'autre partie la tourne vers la gauche.

Cette tendance était à utiliser dans le choix du déterminant.

44. A cet effet, j'ai pris, comme premier „arc de courbe", l'arc relatif aux âges 3 ans, 4 ans, 5 ans ; comme second arc, à concavité opposée, l'arc relatif à des âges supérieurs de 10 ans, les âges 13 ans, 14 ans, 15 ans.

Pour ces deux „arcs", les observations étaient parmi les plus touffues ; les taux de chaque sexe se rapprochaient fort des taux communs aux deux sexes. Il m'a semblé que ces raisons justifiaient mon choix, et je n'avait plus, dans le déterminant, qu'à faire :

$$x = 3, \text{ et } x + h = 13.$$

45. En remplaçant alors les  $Z_{x,r}$  par leurs valeurs numériques, à une puissance de 10 près, je pouvais écrire :

$$\begin{vmatrix} 1 & c & c^2 \\ 8406 & 6032 & 5238 \\ 2045 & 2656 & 4139 \end{vmatrix} = 0.$$

Cette équation a comme racines :

$$c_1 = 1,7932,$$

$$c_2 = 0,6170.$$

46. Il me restait à passer au calcul des autres constantes numériques de  $\text{Log } p(x)$ , le calcul de  $B$ , de  $C(c_1-1)$ , et de  $D(c_2-1)$ .

J'ai simplifié, ici encore, les précautions que préconise ma thèse, et qui visent les opérations à traiter avec délicatesse. J'ai réduit à un les systèmes surabondants qui y sont envisagés, c'est-à-dire que, pour trouver les trois coefficients, j'ai simplement assujéti la courbe des taux à passer par trois points, pris arbitrairement.

47. J'ai choisi ces trois points en écartant d'abord les six âges déjà intervenus, ce qui me permettait d'en faire intervenir d'autres. J'ai pris ceux-ci également espacés : 2 ans, 10 ans, 18 ans.

Les deux âges extrêmes, 2 ans et 18 ans, sont assez voisins des limites de la Table, et offrent plus de garanties que ces limites elles-mêmes. Quant à l'âge de 10 ans, son choix obligera la

courbe à passer fort près du minimum du taux, qui est évidemment dans son voisinage.

48. Comme les observations me donnaient :

$$\text{pour } x = 2, \text{Log } p(x) = \bar{1},993\,390\dots$$

$$\text{pour } x = 10, \text{Log } p(x) = \bar{1},999\,109\dots$$

$$\text{pour } x = 18, \text{Log } p(x) = \bar{1},997\,950\dots$$

j'en ai déduit, par des opérations élémentaires,

$$B = -\,0,0007\,5611,$$

$$C(c_1-1) = -\,0,0000\,000\,3514,$$

$$D(c_2-1) = -\,0,0153\,7630.$$

49. En définitive, la représentation numérique de  $\text{Log } p(x)$  s'exprime par :

$$\begin{aligned} & -\text{Log } p(x) \\ &= 0,00075611 + 0,00000003514 \times 1,7932^x + 0,0153\,7630 \times 0,6170^x. \end{aligned}$$

J'ai réuni dans le tableau suivant tous les éléments utiles pour la détermination analytique de  $\text{Log } p(x)$ , et pour la comparaison du taux de mortalité qui en résulte avec le taux de mortalité qui provient de l'ajustement par les demi-âges. Enfin, sur le graphique 2, la courbe des taux de mortalité, ajustés algébriquement, permet cette même comparaison par voie géométrique.

# Dotation de la Jeunesse de France.

## SEXES RÉUNIS.

### AJUSTEMENT ALGÈBRE DE $P(x)$ ET TAUX DE MORTALITÉ EN RÉSULTANT.

Formule:

$$- \text{Log. } p(x) = 0,00075611 + 0,00000003514 \times 1,7932^x + 0,01537630 \times 0,6170^x.$$

Age	Ajustement par les demi-âges.				Ajustement algébrique.		
	Taux de mortalité.	$p(x)$	$\text{Log. } p(x)$	$Zx = \Delta \text{Log. } p(x)$	$\text{Log. } p(x)$	$p(x)$	Taux de mortalité.
0	0,04096	0,95904	— 0,0181633		1,983868	0,96354	0,03646
1	0,03062	0,96938	— 0,0135059	+ 0,0046574	1,989757	0,97669	0,02331
2	0,01511	0,98489	— 0,0066123	+ 0,0068936	1,993390	0,98489	0,01511
3	0,00898	0,99102	— 0,0039176	+ 0,0026947	1,995632	0,98999	0,01001
4	0,00706	0,99294	— 0,0030770	+ 0,0008406	1,997015	0,99315	0,00685
5	0,00568	0,99432	— 0,0024738	+ 0,0006032	1,997868	0,99510	0,00490
6	0,00448	0,99552	— 0,0019500	+ 0,0005238	1,998394	0,99631	0,00369
7	0,00309	0,99691	— 0,0013440	+ 0,0006060	1,998718	0,99705	0,00295
8	0,00264	0,99736	— 0,0011481	+ 0,0001959	1,998917	0,99751	0,00249
9	0,00215	0,99785	— 0,0009347	+ 0,0002134	1,999038	0,99779	0,00221
10	0,00205	0,99795	— 0,0008912	+ 0,0000435	1,999109	0,99795	0,00205
11	0,00179	0,99821	— 0,0007781	+ 0,0001131	1,999146	0,99804	0,00196
12	0,00155	0,99845	— 0,0006737	+ 0,0001044	1,999158	0,99806	0,00194
13	0,00168	0,99832	— 0,0007302	— 0,0000565	1,999145	0,99803	0,00197
14	0,00215	0,99785	— 0,0009347	— 0,0002045	1,999101	0,99793	0,00207
15	0,00276	0,99724	— 0,0012003	— 0,0002656	1,999009	0,99772	0,00228
16	0,00371	0,99629	— 0,0016142	— 0,0004139	1,998835	0,99732	0,00268
17	0,00418	0,99582	— 0,0018192	— 0,0002050	1,998519	0,99660	0,00340
18	0,00471	0,99529	— 0,0020504	— 0,0002312	1,997950	0,99529	0,00471
19	0,00553	0,99447	— 0,0024083	— 0,0003579	1,996926	0,99295	0,00705
20	0,00417	0,99583	— 0,0018148	+ 0,0005935	1,995090	0,98876	0,01124
21	0,00482	0,99518	— 0,0020984	— 0,0002836	1,991796	0,98129	0,01871

50. La figure de la courbe suscite la curiosité de chercher à quel âge, d'après elle, le taux de mortalité est minimum. D'après l'ajustement par les demi-âges, comme d'après l'ajustement algébrique, le tableau précédent fixe cet âge à 12 ans. Cherchons si la courbe conduit à ce même minimum.

Pour cela, il suffit d'égaliser  $p'(x)$  à zéro.

En prenant la dérivée, par rapport à  $x$ , de l'expression de  $\text{Log } p(x)$  telle qu'elle est donnée plus haut pour la loi de LAZARUS, on trouve que  $p'(x)$  est nul si :

$$C(c_1-1)c_1^x \text{Log } c_1 + D(c_2-1)c_2^x \text{Log } c_2 = 0.$$

La valeur de  $x$  satisfaisant à cette équation vérifie donc :

$$\left(\frac{c_1}{c_2}\right)^x = -\frac{D(c_2-1)\text{Log } c_2}{C(c_1-1)\text{Log } c_1}.$$

On trouve ainsi :

$$x = 11^{ans}, 999 \dots$$

C'est dire que la courbe indique également l'âge de 12 ans comme celui où le taux de mortalité est minimum.

51. Les limites qui ont servi à l'expression analytique de  $\text{Log } p(x)$  ont été, en fait, 2 ans et 18 ans. Dans l'application, pouvait-on dépasser ces limites?

J'ai pensé qu'il était sans inconvénient d'étendre la formule aux âges 0 et 1 an. La Table de la Dotation est à mortalité lente. Aux âges 0 et 1 an, la formule lui conserve ce caractère, puisqu'elle donne des taux de mortalité beaucoup plus faibles que ceux de la plupart des tables; exception faite cependant pour la Table A.F.R.F, dont les taux, aux âges 0 et 1 an, par une coïncidence remarquable sont singulièrement voisins de ceux qui se déduisent de la formule.

Mais à 19 ans, j'ai estimé que la formule commençait à pécher par excès. A 20 ans et à 21 ans, les taux devenaient pour ainsi dire inadmissibles. Aussi ai-je arrêté net l'application de la formule à partir de 19 ans; et tout en conservant, quoique un peu suspect, le taux de mortalité à cet âge, j'ai cru prudent d'en opérer une sorte de compensation en supposant *nulle* la mortalité au-dessus de 20 ans.

52. La Société ne pouvait me reprocher cette hypothèse, puisque, vers la majorité, les documents manquaient chez elle.

Au surplus, elle ne me demandait pas précisément une table

de mortalité, mais plutôt une table de „prévisions de paiements” ; et, entre professionnels, nous pouvons, je crois, reconnaître en toute sincérité que la plupart des questions posées aux actuaires rentrent, au fond, dans le même ordre d'idées : aussi prenons-nous pour règle, sans l'exagérer toutefois, de préférer prévoir quelque excédent dans les charges dont l'évaluation nous est confiée, surtout quand, pour cette évaluation, les circonstances ne permettent pas de nous apporter au complet les matériaux que nous jugeons indispensables.

53. J'ai dit que la Table de la Dotation de la Jeunesse de France était à mortalité lente. Cette propriété m'a décidé à la communiquer au Congrès, auprès duquel je m'excuse de la longueur de mes développements ; ils m'ont paru commandés par l'absence de toute publication antérieure, et je ne voulais pas faire connaître cette Table sans en expliquer les origines et le mode de formation.

La Commission d'organisation du Congrès regrettait, pour la plupart des tables, le défaut d'indiquer aux âges jeunes une mortalité trop forte. A mon sens, ce défaut ne se révèle pas dans la Table de la Dotation, et, sous ce rapport, je suis heureux de pouvoir donner satisfaction à la Commission.

De toutes manières, cette table sera un élément d'appréciation, sinon définitif, au moins utile pour les comparaisons. Des observations aussi nombreuses sont rares, et il m'a paru convenir à l'effort commun d'apporter celles que j'avais pu me procurer.

54. Qu'on me permette, pour terminer, d'exprimer le sentiment personnel que m'inspire la Table de la Dotation. La Table de la Dotation est non seulement à mortalité lente, mais, en quelque sorte, à *mortalité minimum*.

Je n'énonce ainsi qu'une impression : il faudrait évidemment posséder d'autres tables à mortalité lente pour affirmer que la Table de la Dotation est à mortalité minimum.

Voici néanmoins sur quoi se base mon impression : un nombre inconnu de *décès* a certainement échappé à la statistique ; ainsi que dans les sociétés scolaires que je signalais antérieurement, ces décès ont été enregistrés comme de simples sorties.

J'en avais eu la certitude au moment où je faisais procéder à cette statistique. La Société l'a en outre déclaré elle-même dans



le Bulletin 1) qu'elle publie, »la Jeunesse de France«. Etudiant la question de la »Réassurance«, dont je dirai quelques mots dans un instant, une Commission spéciale a signalé une »erreur commise, par plusieurs auteurs de projets«, à propos des décès. »Le nombre exact de ces décès, dit-elle, est impossible à établir d'une façon même approximative, la plupart des sections, qui n'ont aucun intérêt à le faire, ne nous les signalant pas«.

55. Si la Table de la Dotation est réellement, comme je le présume, une Table à mortalité minimum, elle aura l'avantage d'avoir fourni une »limite inférieure« à la mortalité réelle que souhaite le programme d'Amsterdam. Les limites supérieures ne manquant pas, elle aura restreint le champ où se meuvent les taux cherchés.

Même simple table en cas de vie, elle pourra parfois être préférée aux tables trop rapides, ou les corriger si l'on trouve à celles-ci des inconvénients pour les assurances différées sur têtes d'enfants.

56. Il est à espérer d'ailleurs que, dans un avenir prochain, la Dotation de la Jeunesse sera à même de rectifier par ses propres moyens sa table »minimum«.

Une décision toute récente a organisé, à la Dotation, ce qu'elle appelle la »Réassurance«, et ce que les Compagnies appelleraient la Contre-assurance.

Par arrêté ministériel du 1<sup>er</sup> mai 1912, la Société a été autorisée à créer une »Caisse autonome de Réassurance«, qui aura pour but de rembourser aux ayants-droit des Sociétaires décédés toutes les cotisations versées.

Désormais, un remboursement, c'est-à-dire un intérêt pécuniaire, naîtra à chaque décès »réassuré«. Or, attacher pour des tiers un intérêt pécuniaire à un phénomène quelconque, c'est le moyen le moins incertain que l'on connaisse d'obtenir la statistique véritable de ce phénomène.

#### NOTE 1: PROCÉDÉ DU DOUBLE DES OBSERVATIONS.

57. La recherche d'un taux brut de mortalité s'opère en général par l'application des règles arithmétiques les plus élémentaires. Mais cette application se répète pendant une longue série de calculs, et il n'est pas indifférent d'user pour elle de tel ou tel procédé, de telle ou telle disposition des cadres à remplir. Par un procédé

1) Numéro du 1<sup>er</sup> janvier 1910, page 730.

simple, les calculs sont plus rapides, les contrôles plus aisés, les erreurs moins fréquentes. Les actuaires ont donc un intérêt évident à se communiquer ces procédés, aussi bien que les théories transcendantes qu'il leur arrive d'inventer.

Comme j'ai trouvé quelque profit à me servir d'un mode opératoire que j'ai appelé »procédé du double des observations«, sa publication m'a paru utile, et je l'ai faite pour la première fois dans mon Rapport sur les tables mutualistes.

58. Vu le nombre restreint d'exemplaires de ce Rapport, je demande la permission de reproduire ici les explications que j'y ai données.

Elles seront du reste très courtes, si l'on veut bien se reporter à l'un des extraits ci-dessus des tables mutualistes.

La colonne »double des observations« est le total des trois précédentes qui sont :

- »existant au 1<sup>er</sup> janvier de l'année d'observation»;
- »existant au 1<sup>er</sup> janvier de l'année suivante»;
- »décès dans l'année d'observation.»

Ce total,  $2O$ , divisé par 2, donne les »observations« de la colonne suivante.

Le »taux brut de mortalité« est le quotient des décès  $D$  par les observations  $O$ .

59. Voici maintenant les explications contenues dans mon Rapport.

»Revenons sur la quantité  $2O$ , le »double des observations«.

»Par la manière dont elle est obtenue, elle fait compter dans la colonne »observations« pour une unité, pour une »observation«, chaque tête entrée avant l'année d'observation, à condition que cette tête soit inscrite encore sur les contrôles au 1<sup>er</sup> janvier suivant, ou qu'elle soit décédée dans l'année.

»Si, au contraire, cette tête sort dans l'année autrement que par décès, elle ne comptera que pour une demi-observation. De même, une tête entrée dans l'année, et présente au 1<sup>er</sup> janvier suivant, comptera pour une demi-observation. L'une et l'autre n'ont figuré à la Société, en moyenne, que pendant six mois, ce qui justifie la demi-observation.»

60. J'ajoutais les réflexions suivantes :

»Deux cas particuliers sont encore à envisager :

» 1<sup>o</sup>. Une tête entre et sort à la fois dans l'année, autrement que par décès. Le procédé l'élimine complètement: une aussi courte apparition peut passer pour négligeable.

» 2<sup>o</sup>. Une tête entre dans l'année et décède avant le 1<sup>er</sup> janvier. Le procédé la compte pour une demi-observation. En toute rigueur, elle devrait compter pour une observation complète. Mais semblable coïncidence est un phénomène singulièrement exceptionnel; et cette petite imperfection du procédé ne vicie pas d'une manière appréciable un taux de mortalité obtenu à l'aide d'un nombre suffisant d'autres observations. »

61. Si l'on veut bien récapituler les opérations ainsi faites pour les mutualistes à chaque ligne d'une table brute, elles consistent en :

une addition ;  
une division par 2 ;  
une division.

Comparons à ce procédé l'un de ceux que l'on pratique assez fréquemment, celui que, pour des motifs particuliers, j'ai appliqué à la Dotation de la Jeunesse.

En se reportant aux tableaux des taux bruts de mortalité de cette dernière, on constatera que chacun d'eux a nécessité :

deux divisions par 2 ;  
une addition ;  
une soustraction ;  
une division.

Soit cinq opérations au lieu de trois.

62. Des exigences spéciales peuvent obliger à plus de précision dans le procédé, par exemple à tenir mieux compte des deux cas particuliers que j'ai signalés comme y rentrant moins bien. A leur sujet, une note de mon Rapport admet, si la chose en vaut la peine, l'intervention d'une enquête auxiliaire.

Une de ces exigences spéciales m'a paru contenue dans la loi française de contrôle, du 17 mars 1905. Puisque la loi, me suis-je dit, m'astreint à comparer la mortalité réelle des assurés de *la Nationale* avec leur mortalité probable d'après les tables A F et R F, je dois autant que possible grouper les »observations« de ces assurés suivant les mêmes règles que les observations des tables.

Obtenues par des règles différentes, les observations risqueraient de ne pouvoir être comparées. On nous a en effet enseigné jadis que, pour mesurer les grandeurs, il fallait employer une grandeur de la même espèce.

63. La comparaison avec les tables serait viciée si l'on négligeait les »deux cas particuliers«, puisque les tables les ont fait intervenir. Ces deux cas particuliers sont les têtes à la fois entrées et sorties dans l'année d'observation, ou à la fois entrées et décédées dans cette année.

C'est pour les relever que, dans les tableaux de *la Nationale*, j'insère deux petites colonnes supplémentaires qui n'existent pas dans les tables mutualistes.

En étudiant le specimen que j'ai donné de ces tableaux, on vérifiera aisément qu'elles procurent la correction voulue : les »décès et sorties des têtes entrées dans l'année d'observation« sont compris dans le »double des observations« avant qu'on en prenne la moitié, et par suite ces décès comptent en définitive pour une observation complète, tandis que les sorties analogues comptent pour une demi-observation.

64. Puisque l'occasion m'a été incidemment offerte de parler des comparaisons à opérer avec des tables de mortalité, je voudrais faire observer que ces comparaisons laissent parfois quelque incertitude.

Toutes les tables de mortalité, par exemple, sont-elles comparables entre elles ?

Pas tout à fait, si l'argument de ces tables, c'est-à-dire l'âge, n'est pas calculé par des règles identiques.

La comparaison est encore plus douteuse si, comme il arrive un peu trop souvent, on a négligé d'indiquer comment l'âge est calculé.

Je ne crois donc pas inutile d'ajouter que, pour les statistiques établies à la Nationale, l'âge a été calculé comme pour la Table AF.RF, c'est-à-dire du 1<sup>er</sup> juillet au 30 juin.

Pour les tables mutualistes et la Table de la Dotation, l'âge est calculé du 1<sup>er</sup> janvier au 31 décembre, puisque, comme j'en ai averti, il a été obtenu par des différences de millésimes, sans tenir compte du mois de la naissance.

## NOTE II: AJUSTEMENT PAR LES DEMI-ÂGES.

65. C'est également dans le Rapport sur les tables mutualistes que j'ai publié la méthode »d'ajustement par les demi-âges«. Pour les raisons déjà formulées, j'emprunte à ce Rapport l'exposé de la méthode. J'énonçais d'abord les principes qui m'ont guidé :

»Ajuster un taux brut de mortalité pour un âge donné, c'est, au fond, emprunter ou rendre un peu aux âges voisins, en vue de s'approcher de la continuité dont *a priori* nous supposons affectées les lois de la nature.

»L'intervention des âges voisins doit être aussi restreinte que possible : il y aurait abus, par exemple, à faire intervenir au même titre des âges très éloignés et des âges très rapprochés.

»Les procédés d'ajustement sont innombrables. Celui que nous allons exposer a au moins le mérite d'être simple.»

66. Avant d'appliquer ce procédé aux mutualistes, j'en avais usé à la Dotation de la Jeunesse de France. Les tableaux reproduits pour elle dans ce mémoire sont suffisants pour la démonstration que j'ai en vue, à quelques détails d'exécution près qui sont relatifs à l'âge initial ou à l'âge final de la table à ajuster.

Choisissons, pour fixer les idées, la Table des sexes réunis, et les trois âges, consécutifs, 6 ans, 7 ans, 8 ans. On lit dans la Table des taux bruts :

Age	Soumis au risque	Décédés	Taux brut de mortalité
6 ans	15.519,5	74	0,00477
7 ans	15.773,5	41	0,00260
8 ans	15.849,5	46	0,00290

67. Ajoutons chaque nombre de »soumis au risque« (c'est-à-dire les »observations«) à celui qui le suit, et inscrivons en rouge la somme entre les deux. Opérons de même pour les décès, puis faisons les quotients  $\frac{D}{O}$  des résultats obtenus.

Le tableau présentera l'aspect ci-dessous, les nombres *rouges* étant écrits en italique :

Age.	Observations.	Décès.	Taux brut de mortalité.
6 ans.	15.519,5	74	0,00477
	31 293	115	0,00367
7 ans.	15.773,5	41	0,00260
	31 623	87	0,00275
8 ans.	15.849,5	46	0,00290

68. Les taux *rouges*, à la rigueur, pourraient passer pour ajuster les taux bruts. Mais une objection leur serait faite : les taux rouges se rapportent à des «demi-âges», 6 ans et demi, 7 ans et demi,..... On n'aurait le droit de les utiliser qu'après une sorte de «décalage» général de la Table.

On évite ce décalage, et en même temps on active l'ajustement, par l'artifice suivant.

69. Ajoutons chaque nombre noir, observations ou décès, avec les deux nombres rouges qui le comprennent, et calculons de nouveaux  $\frac{D}{O}$ . En regard de 7 ans, nous pourrons écrire le résultat final :

*Ajustement.*

Age	Observations	Décès	Taux ajusté
7 ans	78.689,5	243	0.00309

C'est 0,00309 que nous prendrons comme *taux ajusté* à 7 ans. Il a été en définitive obtenu avec cet âge et les deux «demi-âges» voisins, 6 ans et demi, 7 ans et demi. D'où le terme que j'ai adopté d'*ajustement par les demi-âges*.

70. Analysons un peu les opérations.

Le nombre rouge, d'observations ou de décès, à 6 ans et demi, comporte une fois celui de 6 ans et une fois celui de 7 ans. Le nombre rouge, à 7 ans et demi, comporte une fois celui de 7 ans et une fois celui de 8 ans.

L'*ajustement* à 7 ans est ainsi formé de 3 fois le nombre brut de cet âge et de 1 fois celui de chacun des âges 6 et 8 ans.

71. Dans mon Rapport sur les tables mutualistes, j'ajoutais les considérations suivantes par lesquelles s'achèvera cette Note :

»Avec la terminologie propre au calcul des probabilités, nous



dirions que l'âge envisagé, 7 ans, est intervenu par un *poids* proportionnel à 3, et chacun des deux âges voisins par un poids proportionnel à 1.

»Ces poids sont évidemment arbitraires, mais la théorie n'interdit par le recours à des poids arbitraires.

»Quoi qu'il en soit, les nôtres ont en leur faveur d'attribuer, comme il est légitime, une influence très marquée à l'âge étudié, et de ne pas étendre outre mesure l'intervention des âges voisins, les deux plus proches étant seuls adjoints.»

---

## RÉSUMÉ.

Etude critique, aux jeunes âges, des tables suivantes. — Table RF. — Table AF. — Table AF. RF.

La *Nationale*: sa statistique en 1908—1909—1910. (Capitaux différés et Dotation avec Contre-assurance.) — Conclusion tirée de cette statistique. — La Table AF et les Contre-assurances de tontines.

Suite de l'étude critique des tables. — Tables 1900. Vœu au sujet de leur reprise. — Sur une simplification possible pour les groupements de Compagnies. Système proposé. Objection. La méthode des astronomes et la méthode des physiciens. Citation d'HENRI POINCARÉ.

Tables officielles. — Table CR. — Tables des Sociétés de Secours mutuels. 22 tables brutes et 12 tables ajustées. Extraits. Population urbaine et population rurale. Mutualistes des deux sexes aux jeunes âges. Tables  $U^{(M)}$ ,  $U^{(F)}$ ,  $R^{(M)}$ ,  $R^{(F)}$ .

La *Dotation de la Jeunesse de France*. Sa statistique 1895 à 1901. — Tableaux des taux bruts de mortalité: garçons, filles, sexes réunis. Graphique 1. — Formation d'une table de mortalité spéciale à la Société. Tableaux des taux ajustés. Graphique 2. — Ajustement algébrique. Loi de LAZARUS. Détail du calcul des constantes. Tableau de l'ajustement algébrique. Courbe. Recherche du minimum du taux de mortalité. Limites à observer pour la formule algébrique. — Considérations sur la Table de la Dotation. — Elle est à mortalité lente, et même à «mortalité minimum». Cause. — Corrections dont la Table sera susceptible dans l'avenir. La «Réassurance» à la Dotation de la Jeunesse de France.

Note I: Procédé du double des observations.

Note II: Ajustement par les demi-âges.

---



ÜBER DIE KINDERSTERBLICHKEIT IN FRANKREICH  
NACH NEUEN STERBLICHTSTAFELN,

VON

ALBERT QUIQUET, Paris.

Kritische Studie der folgenden Tabellen für die jugendlichen Altersklassen. — Tafel RF. — Tafel AF. — Tafel AF.RF.

*La Nationale*: deren Statistik für die Jahre 1908—1909—1910. (Aufgeschobene Erlebenskapitalien und Aussteuerversicherung mit Gegenversicherung). — Schlussfolgerung aus dieser Statistik. — Die Tafel AF und die Tontinengegenversicherung.

Fortsetzung der kritischen Betrachtung der Tafeln. — Tafeln 1900. Wünsche bezüglich ihrer Neubearbeitung. — Möglichkeit einer Vereinfachung bei Zusammenziehung des Materials mehrerer Gesellschaften. Vorgeschlagenes System. Einwendung. Die Methode der Astronomen und die Methode der Physiker. Zitierung HENRI POINCARÉ's.

Offizielle Tafeln. — Tafel CR. — Tafeln der Wechselseitigen Hilfskassen. 22 Bruttotafeln und 12 ausgeglichene Tafeln. Auszüge. Städtische und ländliche Bevölkerung. Beobachtungen an Mitgliedern wechselseitiger Vereinigungen, u. zw. an Jugendlichen beiderlei Geschlechts. Tafeln  $U^{(M)}$ ,  $U^{(F)}$ ,  $R^{(M)}$ ,  $R^{(F)}$ .

*La Dotation de la Jeunesse de France*. Ihre Statistik von 1895 bis 1901. — Tafeln für die rohen Sterblichkeitssätze: Knaben, Mädchen, beide Geschlechter vereinigt. Graphische Darstellung 1. — Bildung einer eigenen Sterblichkeitstafel für die Gesellschaft. Tabellen ausgeglichener Sätze. Graphische Darstellung 2. — Algebraische Ausgleichung. Gesetz von LAZARUS. Besonderheiten über die Berechnung der Konstanten. Tabelle über die algebraische Ausgleichung. Kurve. Aufsuchung des geringsten Sterblichkeitssatzes. Grenzen für die Aufstellung der algebraischen Formel. — Betrachtungen über die Tafel von la Dotation. — Sie weist eine langsame Sterblichkeit und sogar die „geringste Sterblichkeit“ auf. Ursache — Korrekturen, welche bei dieser Tafel in Zukunft zu berücksichtigen sein werden. „Rückversicherungen“ gegenüber der Dotation de la Jeunesse de France.

Anmerkung I: Vorgang mit doppelten Beobachtungen.

Anmerkung II: Ausgleichung durch die halben Alter.

# ON THE MORTALITY OF CHILDREN IN FRANCE ACCORDING TO CERTAIN RECENT TABLES,

BY

ALBERT QUIQUET, Paris.

Critical examination of the following tables with regard to young rates. — Table RF. — Table AF. — Table AF.RF.

La *Nationale*: Its statistics for 1908—1909—1910. (Deferred and Dotal with return.) — Conclusion drawn from such statistics. — The table AF as well as the counter-assurances of tontins.

Further critical examination of tables. — Tables 1900. Wishes with regard to their continuation. — On a possible simplification for cumulating the experiences of several Companies. Proposed system. Objection. Astronomical and physical methods. Reference to HENRI POINCARÉ.

Official Tables. — Table CR. — Tables of Friendly Societies. 22 rough tables and 12 adjusted tables. Abstracts. Population of cities and population of the flat country. Young members of mutual associations; members of both sexes. Tables  $U^{(M)}$ ,  $U^{(F)}$ ,  $R^{(M)}$ ,  $R^{(F)}$ .

La *Dotation de la Jeunesse de France*. Its statistics 1895 to 1901. — Tables of brut mortality rates: boys, girls, both sexes. Diagram 1. — Construction of special mortality table on that Society's own experiences. Tables of adjusted rates. Diagram 2. — Algebraical adjustment. Law of LAZARUS. Details as to the determination of constants. Tables of algebraical adjustment. Curve. Investigation on the minimum mortality rate. Limits to be observed with regard to the algebraical formula. — Considerations on the Table of la Dotation. — It shows a slow mortality and even the "minimum mortality". Cause. — Corrections to be introduced in future to the said Table. "Re-assurance" to la Dotation de la Jeunesse de France.

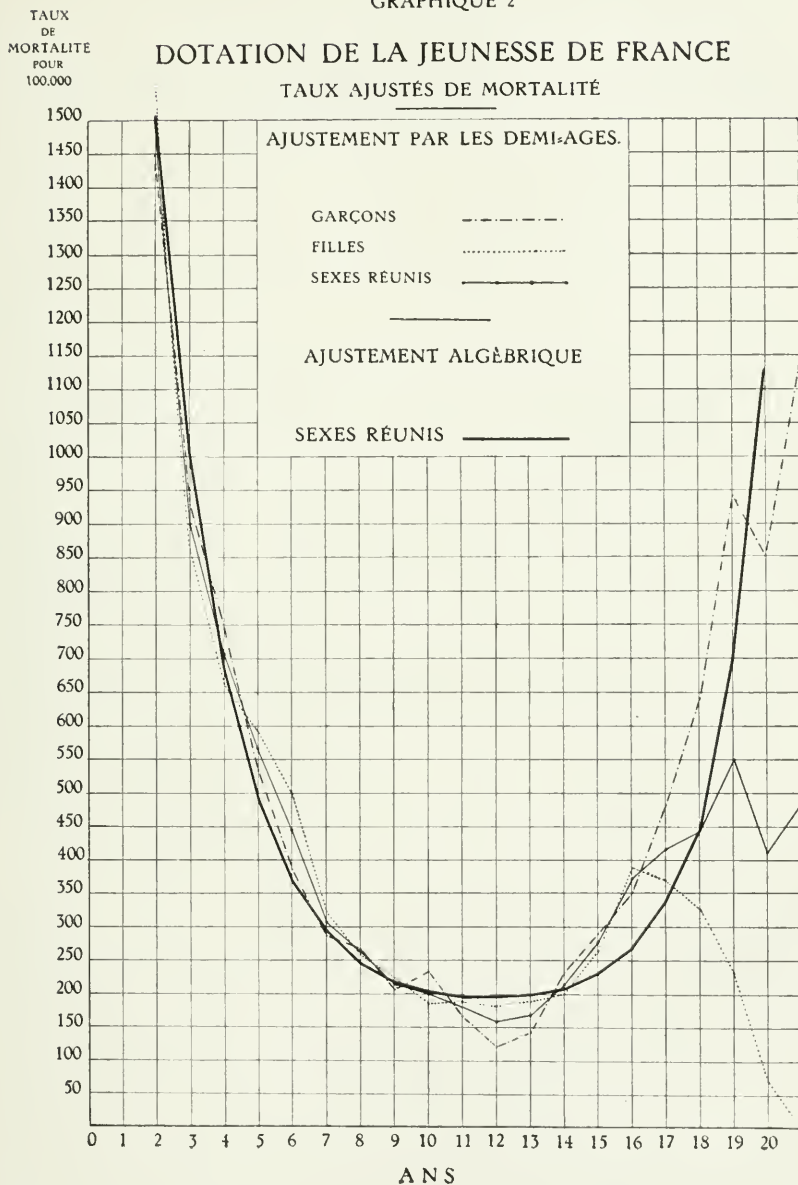
Note I. Proceedings from the double of observations.

Note II. Adjustment with regard to half-ages.

## GRAPHIQUE 2

## DOTATION DE LA JEUNESSE DE FRANCE

### TAUX AJUSTÉS DE MORTALITÉ





TABLES OF MORTALITY FOR THE ASSURANCE  
OF INFANTILE LIVES

BY

S. J. H. W. ALLIN. F. I. A, London.

---

Although the scope of the Actuary has in recent years extended to a considerable degree, his labours are still chiefly concerned with calculations which depend upon probabilities relating to human life, and it naturally follows that the mortality table is his principal tool or instrument. It is not surprising, therefore, that mortality tables gleaned from various sources and from different communities of persons have been constructed at frequent intervals, in order to exhibit in scientific form the changes which take place from time to time in the function which most concerns him, viz: the rate of mortality. The object of the present paper is to consider whether there is any need for the formation of Tables which would be useful for calculating premiums for "Endowments for Children" and similar benefits.

Mortality tables may be broadly divided into two classes. (1) Tables which represent the mortality of the whole community or a portion thereof; where the individual exercises no selection on his own part in order to be included in the experience, as for example tables obtained from Census returns. (2) Tables which represent the experience of a select body, select in that an individual determines whether he will join the special community or not. Into this class come the mortality tables derived from the experience of Assurance Companies, Annuity Funds &c, and it is with these latter we chiefly have to deal.

The tables published in recent years show a persistent decline in the rate of mortality when compared with earlier tables formed from sources of a homogeneous character. The fall may not be shown for every individual age, but the general trend is in a

downward direction. This is of course only to be expected in view of the advance which has been made in medical science and of the improvements in sanitary and social conditions. To these causes may perhaps be added the increase of education which also must have helped to decrease the mortality at infantile ages.

A study of the following table will show at which periods of life the rates of mortality have been most affected by the causes mentioned above.

TABLE I.

AGE.	MALES.					
	E. L. No. 3. qx.	E. L. No. 6. qx.	Percentage of 3 to 2	Hm(5) qx.	Qm(5) qx.	Percentage of (6) to (5)
1	(2)	(3)	(4)	5	6	(7)
5	.0108	.0050	46			
10	.0067	.0032	48	.0040	.0061	153
15	.0065	.0030	46	.0033	.0063	191
20	.0084	.0046	55	.0083	.0065	78
25	.0091	.0055	60	.0105	.0069	66
30	.0101	.0069	68	.0092	.0075	82
35	.0112	.0090	80	.0100	.0084	84
40	.0130	.0118	91	.0113	.0098	87
45	.0152	.0148	97	.0129	.0120	93
50	.0188	.0194	103	.0171	.0155	91
55	.0236	.0256	108	.0222	.0208	94
60	.0325	.0358	110	.0306	.0292	95
65	.0457	.0495	108	.0446	.0422	95
70	.0688	.0728	106	.0628	.0622	99

Two sets of homogeneous tables are here compared, (1) Population tables formed by the Registrar General for England & Wales from the results of the Censuses and the registers of deaths for the periods (1838—1854) & (1891—1900) respectively. These tables are commonly known as the English Life No. 3

(Males) and English Life No. 6 (Males). \*) (2) The tables known as the  $H^{m(5)}$  &  $O^{m(5)}$ , both formed from the experience of British Assurance Companies, and which deal with the mortality of the class which I have previously termed "Selected", have been chosen in preference to the  $H^m$  &  $O^m$  in order to exclude as far as possible the effect of medical selection. The  $H^{m(5)}$  table embraces the period from the date of the formation of each Company to 1863, while the  $O^{m(5)}$  is formed from the experience extending from 1863 to 1893. It will be noticed that it is at the younger years of life that the mortality has chiefly declined. The increase from age 50 upwards, as shown by the comparison of the English Life Tables, is due almost entirely to misstatement of age in the earlier table, while the corresponding increase in the  $O^{m(5)}$  Table over the  $H^{m(5)}$  Table at the youngest ages is due to the different method of graduation and to paucity of facts.

These tables show the general decline in mortality but, as the rates of mortality are not given from the beginning of life, they are not of much use for the present investigation. In the following table are set forth the rates of mortality, for all ages up to 21 for males and females by the English Life Tables Nos. 3 & 6 as graduated by the Registrar General. As mentioned before it must be borne in mind that the construction and graduation of the earlier table leaves much to be desired, and in consequence full weight cannot be given to the differences shown. The errors however are not sufficient to account for the large fall in the values of  $q_x$ , which is chiefly due to the causes previously indicated.

---

\*) The rates shown are according to Mr. George King's graduation as given in the J. I. A. Vol. XLII, as the graduation of the original English Life No. 3 was very faulty and a better comparison is made when the same graduation is employed for both tables.



TABLE II.

AGE.	ENGLISH LIFE No. 3.		ENGLISH LIFE No. 6.	
	Males qx.	Females qx.	Males qx.	Females qx.
0	.1636	.1347	.1719	.1406
1	.0643	.0619	.0531	.0494
2	.0355	.0354	.0207	.0201
3	.0238	.0241	.0133	.0133
4	.0178	.0177	.0096	.0096
5	.0136	.0133	.0071	.0071
6	.0108	.0105	.0052	.0053
7	.0092	.0091	.0038	.0039
8	.0076	.0077	.0029	.0030
9	.0065	.0065	.0024	.0025
10	.0056	.0059	.0021	.0023
11	.0051	.0053	.0023	.0025
12	.0048	.0051	.0025	.0025
13	.0047	.0051	.0026	.0028
14	.0049	.0053	.0027	.0028
15	.0052	.0055	.0031	.0030
16	.0056	.0061	.0035	.0035
17	.0062	.0065	.0039	.0039
18	.0069	.0072	.0042	.0039
19	.0077	.0078	.0043	.0040
20	.0083	.0086	.0046	.0041
21	.0085	.0088	.0048	.0043

It will be noticed that in the year following birth the rate of mortality has increased. This is due probably to a certain extent to the fact that children who died almost directly after birth were formerly in many cases registered as still-born while more accurate registration is now made. Also it must be borne in mind that the rate of mortality in the first year of birth is largely affected by climatic influences and consequently will vary from year to year.

General population tables are however not of much use for the purpose of calculating premiums for Children's Endowments except perhaps in the case of industrial business, owing to the fact that they include the offspring of the poorer classes who exhibit the heaviest mortality, and these are the classes to whom Children's Endowments do not appeal.

Children's Endowments and Deferred Annuities are classes of business which have never been largely patronized by the public and, as far as I can gather, no experience gained from the records of Assurance Companies has ever been published. In fact it seems improbable that an experience of any useful size could be obtained. Although the mortality in childhood, as shown in general population tables, has decreased, it does not follow that a similar decline has taken place among the class from whom we draw the lives assured under Children's Endowments and it is necessary to make further investigations. For this purpose recourse has been had to the experiences obtained from special classes of the community whose mortality might be expected to coincide closely with that of the lives proposed for Endowments.

The tables chiefly used in this country have been the "Peerage" constructed by Messrs Berridge & Day from the records of the Peerage families during the period 1800—1861. Other tables published are Ansell's Tables obtained from the records of families of the upper classes, and Bowser's Experience of Clergymen's Children. All these tables were constructed many years ago and of recent years the only table hitherto published is Mr. Hewat's Table, formed in 1900 from the records of the Ministers' Pension Fund. The period embraced by this table is 40 years ending 1900 and the experience included 3805 entrants and 488 deaths. In Table III is shown a comparison of the mortality exhibited by these tables and also by a table I have constructed from the records of the Ministers' Widows' & Orphans' Fund of the Presbyterian Church of England. This latter experience only includes 1874 lives, 254 deaths and an average of  $12\frac{1}{2}$  years of life, but seems generally to confirm Mr. Hewat's figures, which were also obtained from somewhat limited facts.

TABLE III.

AGE.	Peerage 1861 Males Graduated by Berridge	Peerage 1861 Females Graduated by Dr. Thiele	Peerage 1861 Males & Females	Bowser 1870 Males & Females Clergymen's Children	Ansell 1874 Males Upper Class Experience	Ansell 1874 Females Upper Class Experience	Hewat 1860—1900 Males & Females	Presbyterian Church of England 1870—1902 Males & Females
	qx	qx	qx	qx	qx	qx	qx	qx
0	.07821	.05071	.06968	.09099	.0897	.0707	.0619	.0605
1	.01625	.01635	.0165	.03848	.0239	.0237	.0157	.0221
2	.00865	.00702	.0079	.02049	.0121	.0105	.0094	.0135
3	.00482	.00517	.0050	.01300	.0093	.0094	.0084	.0105
4	.00435	.00480	.0043	.01097	.0079	.0069	.0077	.0082
5	.00390	.00475	.0040	.00932	.0076	.0060	.0068	.0064
6	.00365	.00485	.0039	.00791	.0066	.0061	.0058	.0050
7	.00342	.00491	.0039	.00681	.0051	.0052	.0048	.0040
8	.00326	.00503	.0040	.00601	.0043	.0038	.0044	.0033
9	.00316	.00519	.0041	.00550	.0040	.0030	.0041	.0028
10	.00326	.00535	.0043	.00533	.0039	.0038	.0040	.0026
11	.00340	.00560	.0045	.00524	.0031	.0042	.0035	.0025
12	.00359	.00586	.0048	.00496	.0034	.0041	.0028	.0026
13	.00381	.00615	.0052	.00487	.0034	.0045	.0022	.0028
14	.00418	.00652	.0056	.00540	.0040	.0045	.0018	.0031
15	.00473	.00686	.0061	.00550	.0041	.0061	.0023	.0035
16	.00564	.00723	.0067	.00633	.0049	.0077	.0034	.0041
17	.00743	.00755	.0074	.00675	.0056	.0067	.0056	.0049
18	.00876	.00780	.0082	.00769	.0073	.0065		.0059
19	.00970	.00798		.00810				
20	.01031	.00809		.00892				
21	.01065	.00814						

A study of these tables is interesting. It will be seen that the Peerage Table still shows the lowest mortality for children between ages 2 & 9, but in making this comparison it must be remembered that we are not comparing classes quite homogeneous. The children of the Peerage cannot only command the highest skill available from the medical and nursing professions, but they are not exposed to infectious diseases to so great an extent as the children of Ministers, and it is probably due to these causes that the lower mortality is shown by the table constructed from more ancient facts. At all other ages up to 17 where Mr. Hewat's Table ceases the advantage is with the latter table. A curious feature in Mr. Hewat's Table is that the lowest mortality is shown at age 14, while in all the other tables the minimum is reached some years previously. After taking into account the social position of the lives it seems probable that the mortality amongst children has decreased in the upper and middle classes, though, as might have been expected, not to the same extent as among the children of the general population. It will be noticed that from ages 6 to 12 the mortality exhibited by the English Life Table No. 6 is lower than by Mr. Hewat's Table. Now assuming, as we must do, Mr. Hewat's graduation is satisfactory and bearing in mind that his experience embraces the period from 1860 to 1900 we are forced to the conclusion that the mortality must have been much heavier during the years 1860 to 1891 than in subsequent years, as, otherwise, it would be impossible for a table formed from lives living in a more or less good social position to show a heavier death rate than one which includes the experience of a very large number of the lower classes. This conclusion is somewhat confirmed by reference to Table I, for it will be seen that the English Life No. 6 shows lower mortality than the  $O^{m(5)}$  up to age 30. So far we have only dealt with the fall in mortality up to the year 1900. During the last eleven years great strides have been made in dealing with illness amongst children. The anti-toxin for diphtheria has been discovered and the death rate from that cause alone has been greatly decreased. More care is exercised in stamping out infectious diseases and the general problem of feeding and rearing infants has been more energetically dealt with. The following table constructed from the records of births and deaths of male lives, as furnished by the Registrar General for England & Wales, shows the ungraduated rates of mortality for ages 0 to 5 for the years 1900 to 1909.

TABLE IV.

YEAR.	AGES.				
	0	1	2	3	4
	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$
1900	.1683	.0501	.0194	.0125	.0093
1901	.1661	.0446	.0172	.0115	.0087
1902	.1476	.0428	.0174	.0116	.0087
1903	.1450	.0408	.0156	.0097	.0072
1904	.1585	.0457	.0167	.0103	.0075
1905	.1399	.0389	.0154	.0097	.0072
1906	.1454	.0389	.0152	.0093	.0069
1907	.1290	.0382	.0155	.0102	.0070
1908	.1344	.0362	.0143	.0088	.0065
1909	.1186	.0345	.0150	.0089	.0068

The table was constructed in the usual manner. The mean of the births in two successive years was assumed to equal the births in the middle of the period, i. e. on 1st January in the latter year, and the deaths as recorded in that year under one year of age then represented the deaths due to the assumed births, the deaths in the following year between ages one and two were assumed to refer to the survivors of one year of age and so on. This method is not altogether satisfactory especially as regards the first year of birth, for when dealing with the deaths under one year of age it must be remembered that the bulk of the deaths occur soon after birth and consequently relate chiefly to births in the same calendar year, also deaths among children under one year chiefly take place in the third quarter of the year owing to the higher temperature then prevailing and these deaths also chiefly relate to children born in the same year as that in which they die. When we have a community with an increasing number of births annually a large error might result, but in this country the births of recent years have only increased very slowly and consequently the error is not large. It will be seen that there has been a very large fall in the rate of mortality during the period under review. This is of course chiefly due to the exertions, which have been made to combat the loss of life among the

infants of the working classes, but one cannot help feeling that in helping those in a humbler sphere of life we have also helped our own class and that the knowledge gained as to the advantage of scrupulous care in cleanliness and in proper feeding of infants and children, and of prevention of contamination with infection has also improved the chances of infantile life and been the saving of many weaklings in our own social sphere. Unfortunately we have no statistics to prove the supposition. An attempt was made by the author to obtain an experience for the past ten years from the Peerage families on the same basis as that of Messrs Berridge & Day, but the data resulting were too few to be of the slightest value.

In view of the great decline in the rates of mortality during the last few years, as shown by Table IV, it would appear to be inadvisable to attempt to construct at the present time new tables dealing with children's mortality, since, to obtain tables suitable for our purpose, the data, in order to be sufficiently large, would have to extend over a considerable period embracing years when the mortality was much heavier than at the present time. Such tables would furnish but slight guide as to the future.

So far the question has only been considered from the theoretical point of view, but it is well, and even necessary, to look at it from the practical side, and to consider what effect a further decline in the rate of mortality would have on premiums which should be charged for Children's Endowments. It is quite clear that when the rate of mortality is continuously reduced the premiums will approximate to, and ultimately equal, those which should be charged for Endowments Certain. I have therefore constructed premiums at specimen ages based on the Peerage Tables and on Hewat's Table and these are compared in Table V with the premiums for Endowments Certain of similar terms. These premiums, including those for Endowments Certain, are calculated at  $3\frac{1}{2}\%$  interest and have been loaded by multiplying the net premium by  $100/95$  thus making a provision for a full  $5\%$  of the gross premium to be used for expenses of management.

TABLE V.

AGES.	ANNUAL PREMIUMS FOR ENDOWMENTS OF £ 100 PAYABLE AT AGE 18.									
	WITHOUT RETURN OF PREMIUM. *					WITH RETURN OF PREMIUM.				
	Peerage Males	Peerage Females	Peerage Males & Females	Hewat	Peerage Males	Peerage Females	Peerage Males & Females	Hewat	Endowments Certain for corresponding term.	
	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	
1	4. 5. 9	4. 4. 4	4. 5. 0	4. 6. 0	4. 9. 0	4. 8. 9	4. 8. 10	4. 9. 1	4. 9. 7	
4	5. 11. 0	5. 9. 6	5. 10. 2	5. 11. 9	5. 14. 6	5. 14. 4	5. 14. 5	5. 14. 8	5. 15. 1	
7	7. 10. 3	7. 8. 7	7. 9. 4	7. 11. 6	7. 14. 4	7. 14. 2	7. 14. 3	7. 14. 6	7. 14. 10	
10	10. 19. 5	10. 17. 8	10. 18. 5	11. 1. 3	11. 4. 4	11. 4. 3	11. 4. 4	11. 4. 6	11. 4. 9	



It will be seen that as regards »Children's Endowments with Return of Premiums in the event of death prior to the Endowment age« the annual premiums by the tables at present available very closely coincide with the premiums for Endowments Certain, and that as far as this class of business is concerned there is no need for the construction of new tables exhibiting a lower mortality. When however we are dealing with »Endowments Without Return« the effect of a change in mortality is more marked, and the margin between the pure Endowment premiums and the Endowments Certain is worthy of consideration. In this country however the »Endowment Without Return« has never been popular either with the insurer or the Offices. The former is dissatisfied if after paying for years the Endowment comes to an end through the death of a child. He has the feeling that the Office has made an illicit gain from his misfortune overlooking the fact that the Office has been charging a low premium owing to there being a possibility of the Endowment never maturing. From the Office point of view it is essential to have satisfied clients who will recommend it to their friends, and it is therefore to its interests to advise an Endowment with return of premiums in the event of death.

It may be of interest to show the rates of premium quoted by Offices at the present time and in the table below I quote rates charged by five representative Offices, which are compared with the Endowment Certain rates at  $3\frac{1}{2}\%$  loaded with  $\frac{5}{95}$ , and at  $3\%$  net.

TABLE VI.

ANNUAL PREMIUMS FOR ENDOWMENT OF £ 100 PAYABLE AT AGE 18.								
Age at Entry.	Office I.	Office II.	Office III.	Office IV.	Office V.	Endowments Certain for Corresponding Terms.		
	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	£ s. d.	$3\frac{1}{2}\% \times \frac{100}{95}$	3 % net.	
						£ s. d.	£ s. d.	
1	4. 11. 6	4. 11. 9	4. 8. 1	4. 9. 3	4. 9. 3	4. 9. 7	4. 9. 3	
4	5. 16. 6	5. 17. 5	5. 13. 4	5. 13. 8	5. 13. 8	5. 15. 1	5. 13. 8	
7	7. 15. 6	7. 17. 2	7. 12. 9	7. 11. 8	7. 11. 8	7. 14. 10	7. 11. 8	
10	11. 3. 11	11. 7. 4	11. 2. 4	10. 18. 6	10. 18. 6	11. 4. 9	10. 18. 6	

These rates all provide for return of premiums paid in the event of death and none of the Offices quotes in its prospectuses

for Endowments Without Return. The rates are, on the average, lower than for Endowments Certain calculated at  $3\frac{1}{2}\%$  interest and loaded to provide a clear  $5\%$  for expenses, and cannot therefore be considered excessive.

There is of course no need to consider the effect of a decrease in the rate of mortality where premiums for "Industrial" Children's Endowments are concerned as the necessary loading for expenses is so large that any decrease in the rate of mortality would not practically affect the premiums.

To summarize briefly the result of the investigation it would appear

- (1). That a continuous fall has taken place in infantile and childhood mortality of the general population during the past century.
  - (2). That the decline in the rate of mortality has been most marked during the last 12 years.
  - (3). That there are no data to show definitely whether a corresponding fall has taken place among the wealthier classes, who are the principal applicants for Children's Endowments, though the investigation tends to suggest a decline.
  - (4). That since the principal decline in the rate of mortality as shown by the general population tables has taken place during the last 12 years it would be premature to construct mortality tables at the present time dealing with Children's probabilities of life even if statistics of sufficient size were available to enable us to deal with an experience based as regards time on the last few years, since it is not unlikely that the mortality will still continue to fall to a considerable extent.
  - (5). That as regards "Endowments with return of premium on death" the rates of premium at present charged would not be affected as a result of being based on new tables showing a lighter rate of mortality.
-

## TABLES DE MORTALITÉ POUR LES ASSURANCES EN CAS DE VIE DES ENFANTS

PAR

S. J. H. W. ALLIN, F. I. A., Londres.

---

Il arrive assez souvent que l'actuaire doit s'occuper, au cours de son travail, des changements dans les taux de mortalité et, en conséquence, de la construction de nouvelles tables de mortalité rectifiées.

Il n'y a à l'heure qu'il est que bien peu de tables qui contiennent les taux de mortalité pour les âges d'enfance. C'est pourquoi le présent rapport se propose d'examiner, s'il existe en effet un besoin réel de construire des tables pareilles, à l'usage du calcul des primes pour les assurances de dotations d'enfants et de capitaux différés.

Un examen des tables de mortalité déduites de la population générale fait ressortir que la mortalité parmi les enfants présente une diminution constante, ce qui fort probablement doit être attribué aux progrès de l'hygiène et de la médecine et à la culture avancée dans l'éducation des enfants.

Les personnes comprises dans les tables de la population générale ne sont toutefois pas homogènes aux risques qui font l'objet des polices de dotation et il n'est même guère probable que la mortalité parmi cette dernière classe de risques présente la même diminution de mortalité que la population générale. A ce que je sais, on n'a jamais publié des tables indiquant les taux de mortalité d'enfants, d'après les observations faites sur base de têtes assurées, et il faut même supposer qu'il serait peut-être impossible de recueillir une expérience assez large à cet effet.

On trouvera dans le tableau III du présent rapport une comparaison des taux de mortalité sur base de diverses tables construites à des différentes époques. Ces tables sont basées toutes plus ou moins sur les expériences de certaines couches déterminées de la population et qu'on peut supposer plus ou moins homogènes à la clientèle des Compagnies cultivant des affaires de dotations. Les conclusions qu'on pourrait tirer de

l'étude de cette table, ne sont peut-être pas absolument coërcitives, mais il en résulte pourtant comme preuve effective que la mortalité des enfants a diminué sensiblement dans le courant de ces dernières années. La meilleure preuve en est le fait que, d'après la table de M. HEWAT (c'est la table de la date la plus récente), la mortalité des âges 6 à 12 est plus élevée que celle indiquée à la table de vie anglaise No. 6 (tirée des chiffres de la population générale). Or la table de M. HEWAT comprend la période de 1860—1900, tandis que la table de vie anglaise No. 6 ne se rapporte qu'aux décès survenus pendant la dernière décade du 19<sup>e</sup> siècle. Etant donné que la table de M. HEWAT repose sur la mortalité des enfants de fonctionnaires religieux qui sans doute doivent être considérés comme risques beaucoup plus favorables que les enfants de la population générale, il semble bien juste d'en conclure que la mortalité d'enfants a dû être, pendant la période de 1890 à 1900, beaucoup plus basse que pendant les 3 décades précédentes de 1860 à 1890.

Il n'y a pas de tables qui résumeraient les observations faites depuis 1900 parmi les enfants des couches plus aisées de la population; mais il apparaît d'un tableau publié par le Bureau Central de Recensements qu'une diminution sensible des taux de mortalité a eu lieu pendant les 12 dernières années et il n'est que juste de supposer que cette même tendance a dû se faire valoir également dans la mortalité parmi les classes aisées.

Cette diminution de la mortalité n'est guère encourageante pour la construction d'une nouvelle table à l'heure présente. Tout d'abord il faut s'attendre à ce que la mortalité continue à diminuer dans le prochain avenir; ensuite, le matériel d'observation est tellement restreint qu'il faudrait sans doute, aux effets de la construction d'une table, remonter jusqu'à des années passées qui montraient encore des taux de mortalité beaucoup plus élevés.

Au point de vue de la pratique, il s'agit d'examiner les conséquences qui pourraient résulter d'une diminution constante de la mortalité en tant qu'il s'agit des primes pour les assurances de dotation et de capitaux différés.

En Angleterre, il y a lieu d'éliminer tout d'abord les simples assurances de dotation, *sans* remboursement des primes en cas de décès, étant donné que des affaires pareilles ne se font que très rarement en pratique.

En ce qui concerne les assurances de dotation avec rembour-

sement, voici le résultat: Si l'on compare les primes basées sur les „Peerage Tables“ (tables basées sur les statistiques des registres des familles nobles), ou sur les tables de M. HEWAT d'un côté et les simples primes de placements, calculées sans égard à la mortalité, de l'autre côté, ou trouvera que les différences sont minimales.

Le tableau No. V donne une comparaison entre les primes pareilles, calculées sur base d'un intérêt de  $3\frac{1}{2}\%$  et en appliquant un chargement brut de  $\frac{5}{95}$ èmes; le tableau VI fait résulter enfin que beaucoup de Compagnies appliquent même dès à présent des primes encore plus réduites.

Il faut donc résumer qu'au point de vue pratique, il ne paraît pas du tout nécessaire de construire des nouvelles tables de mortalité d'enfants.

---

## STERBLICHKEITSTABELLEN FÜR ERLEBENSVERSICHERUNGEN VON KINDERN

VON

S. J. H. W. ALLIN, F. I. A., London.

---

Der Versicherungstechniker hat häufig im Zusammenhange mit seinen beruflichen Arbeiten Gelegenheit, sich mit Veränderungen in den Sterblichkeitssätzen und demzufolge mit der Frage der Ausarbeitung neuer Sterblichkeitstafeln zu befassen.

Bisher gibt es nur sehr wenige Tafeln, aus welchen die Lebenswahrscheinlichkeiten in den Kindheitsaltern ersehen werden können. Zweck dieses Aufsatzes ist, zu untersuchen, ob derzeit die Notwendigkeit besteht, solche Tabellen anzufertigen, welche für die Prämienberechnung bei Aussteuer- und reinen Erlebensversicherungen von Kindern nützlich sein könnten.

Eine Prüfung der allgemeinen Bevölkerungstafeln zeigt deutlich, dass die Sterblichkeitssätze einer ständigen Verminderung unterliegen; Ursache dieser Erscheinung sind wahrscheinlich die Verbesserungen auf dem Gebiete der Hygiene und der ärztlichen Forschung sowie vor allem der verbesserten Lebensstellung der Bevölkerung und der höheren Kultur in der Kindererziehung.

Das Material, auf das sich die allgemeinen Bevölkerungstabellen gründen, ist indess nicht identisch mit jenem, welches bei Erlebensversicherungen von Kindern in Frage kommt, und man darf auch nicht einmal annehmen, dass die Verminderung der Sterblichkeitssätze sich unter den Risiken der letzteren Art im gleichen Umfange vollzogen hat wie bei den ersteren. Soweit mir bekannt, sind Tabellen aus denen die Sterblichkeitssätze unter versicherten Kindern ersichtlich sind, niemals veröffentlicht worden und es liegen wahrscheinlich auch Erfahrungen von genügendem Umfange nicht vor.

Tabelle III enthält einen Vergleich der Sterblichkeitssätze nach verschiedenen Tafeln, welche im Laufe der Zeit aus Erfahrungen an Kindern höherer Gesellschaftsklassen abgeleitet wurden; es handelt sich hierbei um solche Personenkreise, welche mit der Klientel für Kinderversicherungen mehr oder weniger gleichartig sind. Die Schlussfolgerungen, die man aus einem Studium der oberwähnten Vergleichstabelle ziehen könnte, sind nicht unbedingt stichhältig, wengleich zweifellos ein Beweis vorliegt, dass die Kindersterblichkeit in den letzten Jahren abgenommen hat. Dies ergibt sich insbesondere aus den Tabellen von HEWAT, (das sind die zuletzt veröffentlichten Tabellen), welche zwischen den Altern 6 und 12 höhere Sterblichkeitssätze aufweisen als die aus der allgemeinen Bevölkerung hergestellte englische Lebensversicherungstafel No. 6. Die Tabellen von HEWAT umfassen den Zeitraum von 1860—1900, während die englische Lebensversicherungstafel No. 6 sich bloss auf die Beobachtung der im letzten Jahrzehnt des 19. Jahrhunderts eingetretenen Todesfälle gründet. Da nun die Tabellen von HEWAT die Sterblichkeit von Pfarrerskindern umfassen, deren Lebensverhältnisse man gewiss als günstiger bezeichnen kann als jene der Kinder aus der allgemeinen Bevölkerung, so erscheint es naheliegend, daraus zu schliessen, dass die Sterblichkeit unter den Kindern während der Periode 1890—1900 (Beobachtungszeitraum für die Tafel E. L. 6) wesentlich geringer war als die Kindersterblichkeit im Durchschnitt der Jahre 1860—1900 (HEWAT'sche Tafeln).

Tabellen, welche die Verminderung der Sterblichkeit unter den Kindern der wohlhabenderen Klassen seit 1900 ausweisen, sind nicht vorhanden. Aus einer Übersicht, welche die Zentralregisterbehörde an Erfahrungen aus der gesamten Bevölkerung herstellt hat, ist eine sehr bedeutende Abnahme der Mortalität während der



abgelaufenen 12 Jahre ersichtlich und es spräche nichts für die Vermutung, dass eine ähnliche Verminderung der Sterblichkeit sich nicht auch unter den wohlhabenderen Klassen geltend gemacht hat.

Die Tatsache, dass die Lebenserwartung in den Kindesaltern während der allerletzten Jahre so sehr zugenommen hat, lässt die Anlage von Sterblichkeitstabellen für Kinderversicherungen im gegenwärtigen Zeitpunkte nicht als zweckmässig erscheinen. Wir haben aller Wahrscheinlichkeit nach auch in der Zukunft mit einer ständigen Abnahme der Sterblichkeit zu rechnen und es ist weiters dem Umstande Rechnung zu tragen, dass kein genügendes Material vorliegt; man wäre dabei genötigt, bei Sammlung des Materials für eine Sterblichkeitstafel auf eine Reihe solcher Jahre zurückzugreifen, in welchen die Sterblichkeitssätze noch wesentlich höher wären.

Vom praktischen Standpunkte aus haben wir zu betrachten, welchen Einfluss eine weitere Verminderung der Sterblichkeit auf die Berechnung der Prämien von Kinder-Erlebensversicherungen ausüben dürfte.

Für England können wir die gewöhnliche „KinderAussteuerver-sicherung *ohne* Prämienrückgewähr“ ausser Spiel lassen, da Versicherungen dieser Art praktisch fast gar nicht abgeschlossen werden.

Wenn man sich aber auf Versicherungen mit Prämienrückgewähr beschränkt, so zeigt es sich, dass beispielsweise die auf Grund der »Peerage Tafeln« (Beobachtungen aus Adelligen Jahrbüchern) oder aus den HEWAT'schen Tafeln berechneten Prämien sich nur um ein ganz Geringes von den einfachen Sparkassenprämien unterscheiden, die ohne jede Rücksicht auf Sterblichkeit berechnet sind.

Tabelle V enthält eine Gegenüberstellung dieser Prämien unter Zugrundelegung eines  $3\frac{1}{2}\%$  Zinsfusses und erhöht um einen Bruttozuschlag von  $\frac{5}{95}$ ; aus einer weiteren Vergleichstabelle (VI) ist zu ersehen, dass viele Gesellschaften derzeit sogar noch niedrigere Prämiensätze berechnen.

Vom praktischen Standpunkte aus erscheint daher für die Ausarbeitung neuer Kindersterblichkeitstabellen zum Zwecke der Prämienberechnung gar keine Notwendigkeit vorzuliegen.

---





## STERBLICHKEITSTAFELN FÜR ERLEBENS- VERSICHERUNGEN VON KINDERN

VON DR. A. VAN ELDIK, Amsterdam.

Die Voraussetzung, welche der gestellten Frage nach brauchbaren Sterblichkeitstafeln für Erlebensversicherungen von Kindern zugrunde liegt, geht dahin, dass hiefür die Bevölkerungstafeln mit ihrer sehr hohen Mortalität in den niedrigsten Altersstufen gänzlich unzuweckmässig sind, weil sich aus der Anwendung solcher Tafeln zu niedrige Nettoprämien ergeben.

Es fragt sich nun zunächst, ob diese Voraussetzung richtig ist, d. h., ob wirklich die Sterbenswahrscheinlichkeiten solch allgemeiner Bevölkerungstafeln zu hoch sind im Vergleiche mit jenen für die versicherten Kinder.

Diese Frage kann meiner Meinung nach nur bejahend beantwortet werden. Unter den Bevölkerungstafeln, welche von vielen holländischen Gesellschaften zur Berechnung der Nettoprämien für Erlebensversicherungen von Kindern benützt werden, sind die von Prof. Dr. A. J. van Pesch aus den Ergebnissen der offiziellen Volkszählungen hergeleiteten Sterblichkeitstafeln der ganzen männlichen Bevölkerung Hollands die beliebtesten. Bequemlichkeits halber werde ich mir erlauben, die drei aus den Jahren 1870 bis 1879, 1880 bis 1889 und 1890 bis 1899 stammenden Tafeln in den folgenden Seiten mit M. B. 1, M. B. 2 und M. B. 3 zu bezeichnen.

Diese Tafeln zeigen in den niedrigsten Altersstufen sehr hohe Sterblichkeitsziffern, und zwar im ersten Lebensjahre 22, bzw. 19 und 17 ‰.

Was aus diesen Zahlen in erster Linie hervorgeht, ist die mit den Fortschritten der Hygiene verbundene Verbesserung der Mortalität, welche vermuten lässt, dass auch die jetzt zu erwartende Tafel über das erste Dezennium des neuen Jahrhunderts wieder eine Verbesserung zeigen wird. Hieraus wäre also die Schluss-

folgerung zu ziehen, dass die Sterblichkeit der jetzt zu versichernden Kinder eine niedrigere sein müsste als diejenige, welche nach den genannten Sterblichkeitstafeln zu erwarten wäre.

Aber auch sonst ist logisch zu folgern, dass die für die ganze Bevölkerung gültigen Sterblichkeitsziffern für die gewissermassen ausgewählten Leben versicherter Kinder nicht annehmbar sind.

Sogar die Erfahrungen der holländischen Volksversicherungsgesellschaften über die Sterblichkeit der auf den Ablebensfall versicherten Kinder zeigen fast durchgehends Sterblichkeitssätze welche bedeutend niedriger sind als jene der genannten Tafeln. Und für diese Kinder könnte noch eine gewisse Anti-Selektion angenommen werden, weil die Eltern immerhin ein Interesse daran haben, auf das Leben weniger lebensfähiger Kinder Todesfallversicherungen abzuschliessen.

Wie wäre denn eine derart günstige Abweichung zu erklären? Meiner Meinung nach dadurch, dass diese Versicherungen nur in sehr geringer Zahl in jenen niedrigsten Schichten der Gesellschaft abgeschlossen werden, wo die Kindersterblichkeit wegen der schlechten hygienischen Zustände die grössere ist; hauptsächlich dagegen in besseren, auf höherer Bildungsstufe stehenden Arbeiterkreisen, wo den sanitären Anforderungen besser Rechnung getragen wird.

Auf eine von mir an sämtliche holländischen Versicherungsgesellschaften gestellte Rundfrage gab mir eine kleine Anzahl (7) von Anstalten die Zahlen der erwartungsmässigen und der beobachteten Sterblichkeit der auf den Todesfall versicherten Kinder bekannt.

Von denjenigen Gesellschaften, welche nur das eigentliche (reguläre) Lebensversicherungsgeschäft betreiben, war keine im Stande, mir die betreffenden Zahlen zu geben, weil sie keine Ablebensversicherungen auf das Leben von Kindern abschliessen. Von den Volksversicherungsgesellschaften aber und von denjenigen Gesellschaften, welche neben dem gewöhnlichen Geschäft auch die Volksversicherung betreiben, hatten einige die Liebenswürdigkeit, mir ihre Beobachtungen mitzuteilen; aus den in dieser Weise erlangten Daten sind die in der folgenden Tabelle I angegebenen Zahlen der beobachteten Leben und der Todesfälle zusammengestellt. In der nächsten Spalte sind die aus diesen Zahlen hervorgehenden Sterblichkeitsquotienten angegeben, neben welchen in der letzten Spalte die Sterbenswahrscheinlichkeiten nach der M. B. 3-Tafel verzeichnet sind.

TABELLE I.

*Beobachtete Kindersterblichkeit bei Ablebensversicherungen nach den Erfahrungen einiger holländischen Volksversicherungsgesellschaften.*

Alter.	Unter einjähriger Beobachtung standen:	Eingetretene Todesfälle:	Sterblichkeitszahlen.	
			Erfahrungsgemäss:	Nach der M. B. 3 Tafel:
0	64.959 $\frac{1}{2}$	8596	0.1323	0.1732
1	80.906	5157	0.0637	0.0452
2	83.508	1899	0.0227	0.0180
3	86.258 $\frac{1}{2}$	1070	0.0124	0.0115
4	91.616 $\frac{1}{2}$	701	0.0077	0.0083
5	73.218 $\frac{1}{2}$	444	0.0051	0.0063
6	73.292 $\frac{1}{2}$	329	0.0045	0.0051
7	74.602	237	0.0032	0.0041
8	75.788 $\frac{1}{2}$	226	0.0030	0.0035
9	75.621 $\frac{1}{2}$	190	0.0025	0.0031
10	75.346	170	0.0023	0.0028
11	75.198 $\frac{1}{2}$	177	0.0024	0.0026
12	73.532	161	0.0022	0.0026

Er zeigt sich hier die vorerwähnte günstige Abweichung, wenn auch in den Altersstufen eins bis drei Differenzen in entgegengesetzter Richtung aufzuweisen sind. Im grossen und ganzen weicht aber die tatsächliche Sterblichkeit ohne Zweifel günstig von der rechnungsmässigen ab.

Wenn also schon für die Ablebensversicherung die Kindersterblichkeit erfahrungsgemäss eine viel bessere ist, als die Bevölkerungstafeln aufweisen, so ist für die Erlebensversicherungen eine noch grössere Differenz zu erwarten.

Hier liegt es ja im Interesse der Eltern, welche beim eventuellen Ableben des versicherten Kindes den ganzen oder teilweisen Verlust der eingezahlten Prämien erleiden würden, nur diejenigen Kinder zu versichern, deren Gesundheit zu keinen Bedenken Anlass

zu geben scheint. Und wie eine derartige Autoselektion sich bei den Erlebens- und Leibrentenversicherungen von erwachsenen Personen bemerkbar macht, so ist sie ohne Zweifel auch bei Erlebensversicherungen von Kindern wirksam.

Aus den mir von mehreren (16) holländischen Gesellschaften mitgeteilten Daten sind die in der folgenden Tabelle II enthaltenen Zahlen der beobachteten Leben und der beobachteten Kindersterblichkeit bei Erlebensversicherungen ermittelt worden. In der nächsten Spalte sind die tatsächlichen Sterblichkeitsquotienten angegeben, und in den weiteren zwei Spalten die Sterbenswahrscheinlichkeiten nach der M. B. 3 und nach der R. F. Tafel.

TABELLE II.

*Beobachtete Kindersterblichkeit bei Erlebensversicherungen, nach den Erfahrungen einiger holländischen Lebensversicherungsgesellschaften.*

Alter.	Unter einjähriger Beobachtung standen:	Eingetretene Todesfälle:	Sterblichkeitszahlen.		
			Erfahrungs- gemäss:	Nach der M. B. 3-Tafel:	Nach der R. F.-Tafel:
0	3540 $\frac{1}{2}$	216	0.0610	0.1732	0.0360
1	7781	185	0.0238	0.0452	0.0275
2	9958 $\frac{1}{2}$	97	0.0097	0.0180	0.0209
3	11229 $\frac{1}{2}$	75	0.0067	0.0115	0.0158
4	12136	54	0.0045	0.0083	0.0119
5	12700 $\frac{1}{2}$	56	0.0044	0.0063	0.0090
6	13056 $\frac{1}{2}$	34	0.0026	0.0051	0.0070
7	13125 $\frac{1}{2}$	37	0.0028	0.0041	0.0054
8	12858 $\frac{1}{2}$	18	0.0014	0.0035	0.0044
9	12440	28	0.0023	0.0031	0.0039
10	11365	13	0.0011	0.0028	0.0036
11	9182 $\frac{1}{2}$	19	0.0021	0.0026	0.0037
12	7700	15	0.0020	0.0026	0.0039

Es stellt sich deutlich heraus, dass hier die günstige Abweichung der tatsächlichen Sterblichkeit von derjenigen nach der Bevölkerungs-

tafel eine viel grössere ist, als bei den Ablebensversicherungen; sogar die Sterbenswahrscheinlichkeiten, welche die R. F. Tafel in allen verzeichneten Altersstufen angibt, scheinen noch etwas zu hoch, mit einziger Ausnahme des Alters von 0 Jahren; wenn auch die Uebereinstimmung mit den Zahlen dieser Tafel schon eine viel bessere ist, eine ganz genaue ist sie gewiss noch nicht.

Eine ganz vorzügliche Uebereinstimmung mit den holländischen Erfahrungsziffern zeigt meiner Meinung nach die Tafel 1900 D, welche im Jahre 1902 von drei grossen französischen Gesellschaften veröffentlicht wurde.

In der folgenden Tabelle III sind die Kindersterblichkeitsziffern nach dieser Tafel angegeben und ist, um den Vergleich mit den holländischen Erfahrungsziffern zu erleichtern, die betreffende Spalte der Tabelle II hier nochmals eingeschaltet.

TABELLE III.  
*Sterblichkeitsquotienten.*

Alter.	Tafel 1900 D.			Holländische Erfahrung.
	Knaben.	Mädchen.	Gemischt.	
0	0.0267	0.0283	0.0275	0.0610
1	0.0197	0.0175	0.0185	0.0238
2	0.0122	0.0093	0.0105	0.0097
3	0.0070	0.0082	0.0077	0.0067
4	0.0024	0.0044	0.0035	0.0045
5	0.0044	0.0030	0.0036	0.0044
6	0.0021	0.0034	0.0028	0.0026
7	0.0034	0.0021	0.0027	0.0028
8	0.0013	0.0015	0.0014	0.0014
9	0.0013	0.0025	0.0020	0.0023
10	0.0019	0.0015	0.0017	0.0011
11	0.0025	0.0015	0.0019	0.0021
12	0.0019	0.0035	0.0028	0.0020

Die hier verzeichneten Sterblichkeitszahlen der Tafel 1900 D sind die unausgeglichene Beobachtungsergebnisse; eine Ausgleichung ist bis jetzt noch nicht vorgenommen worden.

Es wäre also empfehlenswert, aus den Erfahrungen sämtlicher holländischen Gesellschaften eine Erfahrungstafel für die Kindersterblichkeit zusammenzusetzen; die Beobachtungen, welche den in der Tabelle II verzeichneten Zahlen zugrunde liegen, müssten dazu aber einer neuen, einheitlichen Bearbeitung unterzogen werden; so, wie sie zu obiger Tabelle zusammengestellt wurden, d. i. durch einfache Addition der von verschiedenen Gesellschaften erhaltenen, in gewissem Sinne auch nach verschiedenen Methoden berechneten Resultate, wären sie für eine solche Tafel nicht brauchbar.

Es unterliegt also keinem Zweifel, dass die Sterbenswahrscheinlichkeiten der allgemeinen Bevölkerungstafeln weit grösser sind als jene, welche tatsächlich für die Erlebensversicherung zu benutzen wären, sodass vom rein theoretischen Standpunkte die Benutzung solcher Tafeln zur Berechnung der Nettoprämien für Erlebensversicherungen von Kindern als unzulässig bezeichnet werden müsste.

Ich möchte aber jetzt die Frage behandeln, ob- und in welchem Masse auch praktische Fehler aus dem Gebrauche dieser Tafeln resultieren und ob es vielleicht Ursachen gibt, welche diese schädlichen Einflüsse nahezu aufheben.

In erster Linie gilt hier die Tatsache, dass in den meisten Fällen die Erlebensversicherungen mit der Bedingung abgeschlossen werden, dass im Ablebensfalle ein bedeutender Teil der eingezahlten Prämien rückzuerstatten ist. Dass diese Bedingung den Einfluss der Sterblichkeit gewissermassen aufhebt, wird jedem auf den ersten Blick einleuchten. Es dürfte sich aber lohnen, mit einigen Zahlenbeispielen zu prüfen, wie gross dennoch der Einfluss der Sterblichkeit auf die Prämie bleibt. In untenstehender Tabelle IV werden die Prämien für eine Erlebensversicherung auf zwanzig Jahre angeführt, wie sie sich aus den genannten drei Sterblichkeitstafeln ergeben, und zwar sowohl ohne als mit Rückgewähr der vollen eingezahlten Prämien im Ablebensfalle. Um den Einfluss der sehr hohen Sterblichkeit im Alter unter einem Jahre zu prüfen, sind die Berechnungen für ein Kind im Alter Null, und für ein Kind im Alter Eins ausgeführt worden.

Ausser den drei genannten Tafeln wurde noch die Tafel der französischen Rentner (R. F.) benützt; sämtlichen Berechnungen liegt ein Zinsfuss von 4% zugrunde. Die Prämien-erhöhung für die Rückgewähr im Ablebensfalle ist unter Berücksichtigung der Auszahlung sofort nach dem Ableben berechnet worden.



TABELLE IV.

*Jahresprämie per Tausend für eine Erlebensversicherung  
auf zwanzig Jahre.*

	Sterblichkeitstafel.			
	M. B. 1.	M. B. 2.	M. B. 3.	R. F.
Ohne Prämienrück- gewähr:				
Für einen 0-jährigen.	28.76	29.44	29.99	29.89
» » 1- »	29.54	30.13	30.54	30.03
Mit Prämienrück- gewähr:				
Für einen 0-jährigen.	31.70	31.83	31.90	31.78
» » 1- »	31.69	31.84	31.90	31.77

Ich glaube, die hier verzeichneten Prämien werden vielleicht wegen der geringfügigen Differenzen überraschen. Zwar zeigen die Netto-prämien ohne Rückgewähr merckliche Unterschiede; so bedeutend aber, wie man im voraus anzunehmen geneigt wäre, sind diese Differenzen nicht, und sogar die Prämien für das Alter Eins, welche von der sehr hohen Mortalität des ersten Lebensjahres nicht mehr beeinflusst werden, sind nur wenig höher als die Prämien für das Alter Null.

Die Prämien mit Rückgewähr zeigen aber nur ganz unbedeutende Differenzen; sie sind nahezu unabhängig von der gewählten Sterblichkeitstafel; sogar wenn man die Berechnung ohne jede Sterblichkeit ausführt, erhöht sich diese Prämie nur sehr wenig, und zwar bis auf den Betrag von 32.29 per Tausend.

Auf eine diesbezüglich in meinem Rundschreiben an die holländischen Versicherungsgesellschaften gestellte Frage wurde mir von einigen Gesellschaften mitgeteilt, dass es bei ihnen üblich sei, für die vor Vollendung des ersten Lebensjahres zu versichernden Kinder die Prämie eines einjährigen Kindes zu erheben. Ich glaube aus obenstehenden Ziffern die Schlussfolgerung ziehen zu dürfen, dass eine derartige Praxis völlig angebracht ist und dass etwaige Nachteile nur ganz unbedeutend sein können. Für diejenigen Gesellschaften aber, welche nicht nach dieser Methode verfahren, möchte ich die Frage beantworten, welche Folgen sich für sie, in Bezug auf

die Bruttoprämien und auf die Prämienreserven ergeben können, wenn eine Tafel mit zu grossen Kindersterblichkeiten benützt wird.

Was die Bruttoprämien betrifft, so ist allerdings zu besorgen, dass sie infolge zu niedriger Nettoprämien ebenfalls unzureichend werden könnten, und es scheint mir daher wohl angemessen, für die im Alter unter einem Jahre zu versichernden Kinder die Prämie für das Alter Eins anzuwenden.

Zur Beantwortung der Frage in Bezug auf die Prämienreserve habe ich die Netto-Reserve einer Erlebensversicherung auf zwanzig Jahre nach eins bis fünf, nach zehn und nach fünfzehn Jahren berechnet und zwar nach jeder der vier obengenannten Tafeln, sowohl für ein null- als auch für ein einjähriges Kind.

Die nachfolgende Tabelle V enthält die Resultate dieser Berechnungen und es zeigt sich klar, dass auch hier der Einfluss der gewählten Tafel ein ziemlich geringer ist.

TABELLE V.

*Die Prämienreserve per Tausend bei einer Erlebensversicherung auf zwanzig Jahre beträgt nach der Tafel:*

	M. B. 1.	M. B. 2.	M. B. 3.	R. F.
Nach:	Für ein nulljähriges Kind:			
1 Jahr.....	38.38	38.10	37.78	32.23
2 Jahren.....	74.57	74.45	73.78	66.43
3 » .....	110.99	110.81	109.62	102.30
4 » .....	148.37	148.39	147.21	139.68
5 » .....	186.95	187.19	185.81	178.48
10 » .....	402.71	403.70	402.11	394.75
15 » .....	664.79	666.64	666.15	660.56
Nach:	Für ein einjähriges Kind:			
1 Jahr.....	32.81	33.13	33.26	32.11
2 Jahren.....	66.98	67.51	67.57	66.00
3 » .....	102.45	103.29	103.21	101.47
4 » .....	139.30	140.46	140.25	138.40
5 » .....	177.75	179.01	178.73	176.76
10 » .....	393.37	395.68	395.38	391.78
15 » .....	657.36	660.62	661.21	658.64

Die in dieser Tabelle enthaltenen Ziffern beweisen, dass nur sehr geringfügige Differenzen zwischen den Resultaten der verschiedenen Sterblichkeitstafeln bestehen; dazu kommt noch, dass die Anwendung der Bevölkerungstafeln nicht zu einer zu niedrigen Prämienreserve führt; im Gegenteil, die Reserveziffern nach den Tafeln M.B. für einen nulljährigen Versicherten sind bedeutend höher als die anderen, und es liegt also kein Grund vor, zu befürchten, dass die Bevölkerungstafeln zu niedrige Prämienreserven ergeben könnten.

Was die Reserven für Erlebensversicherungen mit Rückgewähr der Prämien betrifft, so haben mehrere Gesellschaften laut ihrer Angabe die Gewohnheit, für deren Berechnung entweder die Bedingung der Rückgewähr gänzlich ausser Acht zu lassen, oder die Reserve überhaupt ohne Rücksicht auf die Sterblichkeit, d.h. durch einfache Verzinsung der auf Seite 7 angegebenen Prämie von 32.29 per Tausend zu berechnen.

Aus letzterer Methode ergibt sich als Reserve:

nach	1	2	3	4	5	10	15	Jahren
	33.58	68.51	104.83	142.60	181.89	403.19	672.42	‰ <sub>00</sub>

und es zeigt sich, dass diese Zahlen im grossen und ganzen ziemlich genau mit denjenigen der Tabelle V. übereinstimmen, was die Brauchbarkeit beider Methoden genügend dartut.

Wenn ich also auch der Meinung bin, dass mit dem Gebrauche der genannten Bevölkerungstafeln für Erlebensversicherungen von Kindern bedeutende Nachteile oder Gefahren nicht verbunden sind, so erscheint es mir dennoch wünschenswert, eine Sterblichkeitstafel mit weniger hoher Kindersterblichkeit zu benutzen, und zwar eine solche, welche sich möglichst genau den Erfahrungen der holländischen Gesellschaften und zugleich den von vielen Gesellschaften zur Berechnung der Prämien für Erlebens- und Leibrentenversicherung von Erwachsenen verwendeten Sterblichkeitstafeln: der  $O^m$  Tafel, und den  $O^{[am]}$  und  $O^{[af]}$  Tafeln, anschliesst.

Aus den vorerwähnten Tabellen II und III ergibt sich, dass am besten die Tafel 1900 D zu benutzen wäre, weil diese nahezu genau mit den holländischen Beobachtungen übereinstimmt. Weil aber eine Ausgleichung dieser Tafel noch nicht durchgeführt worden ist, habe ich geglaubt, mich — an Stelle einer genauen Ausglei-

chung jener Sterblichkeitsquotienten — mit der Annahme einer einfachen Zahlenreihe, welche aber ziemlich genau den richtigen Verlauf aufweist, begnügen zu dürfen.

Wie aus den Tabellen IV und V genügend hervorgeht, ist der Einfluss kleiner Abweichungen der Sterbenswahrscheinlichkeiten in den niedrigsten Altersstufen weder auf die Prämien noch auf die Reserven sehr bedeutend, und es wird also die angenommene Zahlenreihe sehr annähernd richtige Resultate geben. In der folgenden Tabelle VI ist eine solche Zahlenreihe aufgestellt worden, und zwar so, dass ein regelmässiger Übergang zu den Zahlen der  $O^m$  Tafel erreicht wird; in derselben Tabelle sind weiter die entsprechenden Zahlen der Lebenden und der Todesfälle verzeichnet; vom Alter Zehn an sind die verzeichneten Zahlen genau jene nach der  $O^m$  Tafel.

TABELLE VI.

	Alter	$q_x$	$l_x$	$d_x$
Angenommene Sterbenswahrscheinlichkeiten.	0	0.03000	109.440	3283
	1	2000	106.157	2123
	2	1000	104.034	1040
	3	700	102.994	721
	4	500	102.273	511
	5	400	101.762	407
	6	350	101.355	355
	7	330	101.000	333
	8	330	100.667	332
	9	334	100.335	335
nach der $O^m$ Tafel.	10	0.00338	100.000	338
	11	341	99.662	340
	12	345	99.322	343
	13	350	98.979	346
	14	354	98.633	349
	15	360	98.284	354

u. s. w. nach der  $O^m$  Tafel.

Zur Vergleichung mit den in den Tabellen IV und V verzeichneten Zahlen habe ich mittels dieser Tafel, und mit 4-prozentigem Zinsfusse die Nettoprämien und die Reserven einer Erlebensversicherung auf zwanzig Jahre berechnet — und folgende Resultate erhalten:

Für ein nulljähriges Kind beträgt:

die Nettoprämie ohne Rückgewähr der eingezahlten

Prämien im Ablebensfalle..... 30.72 %<sub>00</sub>

die Nettoprämie mit Rückgewähr sämtlicher eingezahlten Prämien

im Ablebensfalle..... 31.95 %<sub>00</sub>

Die Prämienreserve per Tausend beträgt bei der Versicherung ohne Rückgewähr:

Nach	1	2	3	4	5	10	15 Jahren.
	32.98	67.58	103.25	140.33	178.80	396.23	665.40

Für ein einjähriges Kind ergeben sich folgende Werte:

Nettoprämie ohne Rückgewähr..... 30.83 %<sub>00</sub>

Nettoprämie mit Rückgewähr..... 31.96 %<sub>00</sub>

Reserve per Tausend nach:

	1	2	3	4	5	10	15 Jahren.
	32.71	66.74	102.20	139.01	177.38	394.91	664.54

Etwas weniger einfach ist natürlich die Verbindung der angenommenen Zahlen mit den doppelt abgestuften Tafeln der englischen Rentner, den sogenannten  $O^{[am]}$  und  $O^{[af]}$  Tafeln. Ich glaube aber eine genügende Kontinuität in folgender Tafel erreicht zu haben, in welcher vom Alter Null bis Fünfzehn keine Abstufung nach der Versicherungsdauer stattgefunden hat. Für die Beitrittsalter über fünfzehn Jahre wird dagegen ein Einfluss der Versicherungsdauer auf die Sterbenswahrscheinlichkeiten angenommen, welcher für das Beitrittsalter 16 auf ein Jahr begrenzt ist, für das Beitrittsalter 17 auf zwei Jahre, u. s. w., bis vom Beitrittsalter 20 an die Sterbenswahrscheinlichkeiten genau die nach der  $O^{[af]}$  Tafel sind.

In nachstehender Figur habe ich diesen Übergang nach graphischer Methode dargestellt, während die drei Tabellen VII, VIII und IX die aus dieser Figur abgeleiteten Sterbenswahrscheinlichkeiten und die zugehörigen Zahlen der Lebenden und der Todesfälle in solcher Weise angeben, dass sie sich der vom »Institute of Actuaries« verfassten Tafel anschliessen,

Vervollständigte  $O^{[af]}$  Tafel.

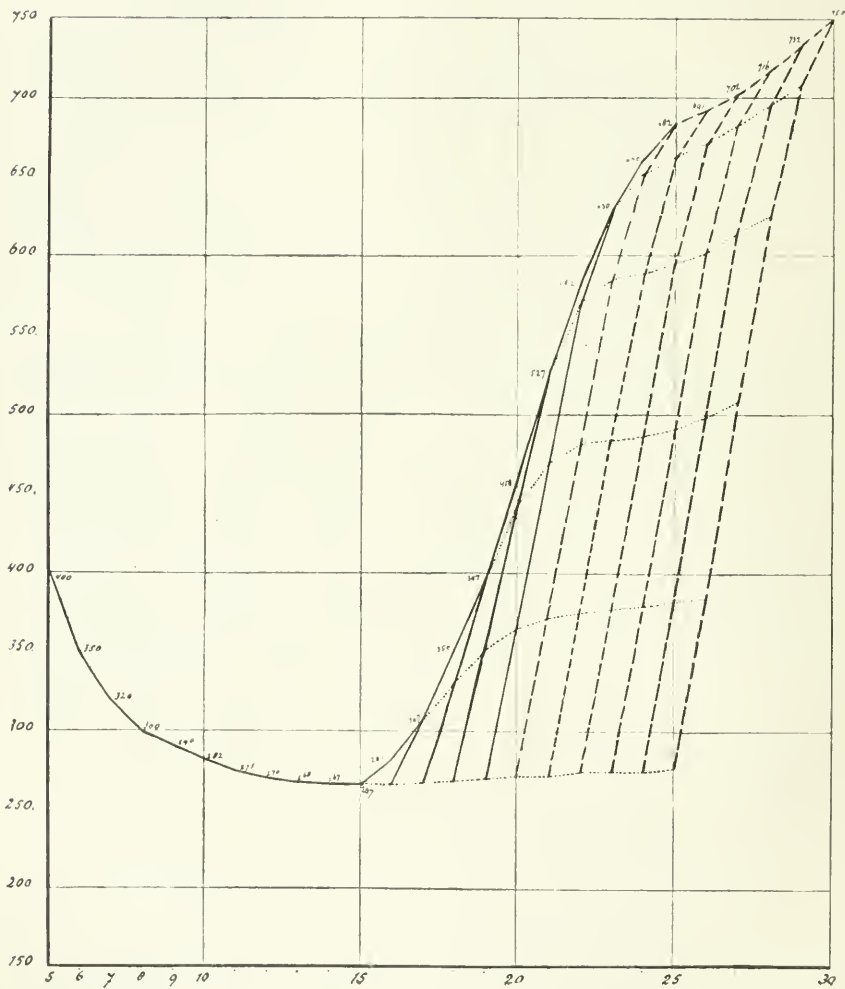


TABELLE VII.

Vervollständigte Tafel O [af].

Alter	Sterbenswahrscheinlichkeiten.						Alter
[x]	q[x]	q[x]+1	q[x]+2	q[x]+3	q[x]+4	q <sup>x</sup> +5	x+5
0	0.03000	2000	1000	700	500	400	5
1	2000	1000	700	500	400	350	6
2	1000	700	500	400	350	320	7
3	700	500	400	350	320	300	8
4	500	400	350	320	300	290	9
5	0.00400	350	320	300	290	282	10
6	350	320	300	290	282	275	11
7	320	300	290	282	275	270	12
8	300	290	282	275	270	268	13
9	290	282	275	270	268	267	14
10	0.00282	275	270	268	267	267	15
11	275	270	268	267	267	281	16
12	270	268	267	267	281	307	17
13	268	267	267	281	307	350	18
14	267	267	281	307	350	397	19
15	0.00267	281	307	350	397	458	20
16	267	307	350	397	458	527	21
17	268	330	397	458	527	582	22
18	269	351	443	527	582	630	23
19	270	364	470	570	630	660	24
20	0.00271	372	482	585	652	682	25

u. s. w. nach der O[af] Tafel.

Die Konstruktion dieser Tabelle ist derart erfolgt als ob die Sterblichkeitszahlen vom Alter 0 an doppelt abgestuft wären. Wie oben gesagt, fängt aber die doppelte Abstufung erst beim Alter



15 allmählich an, und sind in dieser und in den weiteren zwei Tabellen diejenigen Zahlen, welche von der Versicherungsdauer unabhängig angenommen sind, kursiv gedruckt worden.

## TABELLE VIII.

Vervollständigte Tafel O[af].

Alter	Zahlen der Lebenden.						Alter
	[x]	<i>l<sub>x</sub></i>	<i>l<sub>x</sub>+1</i>	<i>l<sub>x</sub>+2</i>	<i>l<sub>x</sub>+3</i>	<i>l<sub>x</sub>+4</i>	<i>x+5</i>
0	113.202	109.806	107.610	106.534	105.788	105.259	5
1	109.806	107.610	106.534	105.788	105.259	104.838	6
2	107.610	106.534	105.788	105.259	104.838	104.471	7
3	106.534	105.788	105.259	104.838	104.471	104.137	8
4	105.788	105.259	104.838	104.471	104.137	103.825	9
5	105.259	104.838	104.471	104.137	103.825	103.524	10
6	104.838	104.471	104.137	103.825	103.524	103.232	11
7	104.471	104.137	103.825	103.524	103.232	102.948	12
8	104.137	103.825	103.524	103.232	102.948	102.670	13
9	103.825	103.524	103.232	102.948	102.670	102.395	14
10	103.524	103.232	102.948	102.670	102.395	102.122	15
11	103.232	102.948	102.670	102.395	102.122	101.849	16
12	102.948	102.670	102.395	102.122	101.849	101.563	17
13	102.670	102.395	102.122	101.849	101.563	101.251	18
14	102.395	102.122	101.849	101.563	101.251	100.897	19
15	102.122	101.849	101.563	101.251	100.897	100.496	20
16	101.835	101.563	101.251	100.897	100.496	100.036	21
17	101.503	101.231	100.897	100.496	100.036	99.509	22
18	101.107	100.835	100.481	100.036	99.509	98.930	23
19	100.604	100.332	99.967	99.497	98.930	98.307	24
20	100.000	99.729	99.357	98.877	98.300	97.658	25

u.s.w. nach der O[af] Tafel.

TABELLE IX.

Vervollständigte Tafel O<sup>[af]</sup>.

Alter	Zahlen der Todesfälle.						Alter
[x]	d[x]	d[x]+1	d[x]+2	d[x]+3	d[x]+4	d <sub>x</sub> +5	x+5
0	3396	2196	1076	746	529	421	5
1	2196	1076	746	529	421	367	6
2	1076	746	529	421	367	334	7
3	746	529	421	367	334	312	8
4	529	421	367	334	312	301	9
5	421	367	334	312	301	292	10
6	367	334	312	301	292	284	11
7	334	312	301	292	284	278	12
8	312	301	292	284	278	275	13
9	301	292	284	278	275	273	14
10	292	284	278	275	273	273	15
11	284	278	275	273	273	286	16
12	278	275	273	273	286	312	17
13	275	273	273	286	312	354	18
14	273	273	286	312	354	401	19
15	273	286	312	354	401	460	20
16	272	312	354	401	460	527	21
17	272	334	401	460	527	579	22
18	272	354	445	527	579	623	23
19	272	365	470	567	623	649	24
20	271	372	480	577	642	665	25

u. s. w. nach der O<sup>[af]</sup> Tafel.

Es bedarf keiner besonderen Erwähnung, dass die von mir ausgeführte Interpolation eine ganz willkürliche ist, und dass man mit demselben Rechte einen ganz anderen Verlauf annehmen könnte. Weil aber, wie an den Resultaten der drei Bevölkerungstafeln gezeigt wurde, eine Änderung des Sterblichkeitsverlaufes nur einen ziemlich geringen Einfluss auf die Netto-Prämien und

auf die Prämienreserven übt, wäre es m. E. gewiss zulässig, eine derartige Tafel zu benützen. Ich habe unterlassen, hier die Reserven nach dieser Tafel zu verzeichnen; die Resultate stimmen ja wieder nahezu genau mit den in den Tabellen III und IV angegebenen Zahlen überein.

Auf ganz ähnliche Weise wäre natürlich eine Sterblichkeitstafel zusammzusetzen, welche die angenommenen Kindersterblichkeiten mit den Sterbenswahrscheinlichkeiten der  $O^{[am]}$  Tafel verbindet. Weil es aber hier nur galt, eine Methode anzugeben, welche zu einer brauchbaren Sterblichkeitstafel führt, scheint es mir überflüssig, diese Kombination hier auszuarbeiten.

### SCHLUSSFOLGERUNGEN.

1. Es ist nicht zweifelhaft, dass die für Erlebensversicherungen von Kindern zu verwendenden Sterblichkeitssätze bedeutend niedriger sein sollten als diejenigen, welche von den Bevölkerungstafeln angegeben werden.
2. Es sind aber aus der Verwendung solcher Bevölkerungstafeln keine grossen Nachteile oder Gefahren zu befürchten, erstens weil die sehr hohen Sterbenswahrscheinlichkeiten der niedrigsten Altersstufen nur ziemlich unbedeutende Differenzen in den Netto-Prämien hervorrufen, zweitens weil die Prämienreserven, nach den Bevölkerungstafeln berechnet, sogar höher sind.
3. Dennoch scheint es erwünscht, eine Sterblichkeitstafel aus den Erfahrungen sämtlicher holländischer Versicherungsgesellschaften zusammenzustellen.
4. Einstweilen ist eine brauchbare Sterblichkeitstafel für Erlebensversicherungen, welche auch für Kinder gilt, zu erzielen, wenn man die für Erwachsene verwendete Tafel durch graphische Interpolation mit Kindersterblichkeiten verbindet, welche mit der französischen Tafel 1900 D ungefähr übereinstimmen.

## TABLES DE MORTALITÉ POUR LES ASSURANCES EN CAS DE VIE DES ENFANTS

par le Dr. A. VAN ELDIK, Amsterdam.

Le désir de posséder des „Tables de Mortalité pour les assurances en cas de vie des enfants” est basé sur la supposition que la mortalité des enfants assurés en cas de vie soit moins forte que celle indiquée d'après les tables de mortalité de la population entière (mortalité générale). Si l'on demande, si cette supposition est exacte, la réponse ne peut être qu'affirmative.

La combinaison d'expériences de plusieurs sociétés hollandaises donne pour résultat une série de chiffres de mortalité qui sont beaucoup inférieurs, non seulement aux chiffres d'après les tables de Mortalité de la population des Pays-Bas, mais également à ceux, indiqués comme taux de mortalité par la table des Rentiers français; d'autre part, les taux énoncés par la table „1900 D” qui ont été établis sur base des expériences des trois grandes compagnies françaises, se rapprochent assez près à la série des taux hollandais.

Cependant l'usage des tables de mortalité générale n'entraîne pas des fautes bien graves, étant donné que ni les primes nettes, ni les réserves ne subissent de variations sensibles par suite de l'emploi de taux de mortalité trop élevés. Surtout pour les assurances en cas de vie *avec contre-assurance des primes en cas de décès*, le choix de la table de mortalité est presque sans influence, tant sur les primes nettes que sur les montants des réserves.

Néanmoins il semble préférable de composer une série de taux de mortalité d'enfants, correspondante avec les expériences hollandaises, et qu'on pourra joindre facilement par une interpolation régulière (mécanique) à la table, employée pour les assurances en cas de vie et pour les rentes viagères *d'adultes*. Comme exemple l'auteur a composé deux tables de mortalité; l'une commence par une série de taux de mortalité pour enfants, correspondant à peu près à ceux de la table 1900 D, pour s'assimiler ensuite à la table  $O^m$ , tandis que l'autre comporte la même série de taux, combinée avec la table  $O^{[af]}$ .

## TABLES OF MORTALITY FOR THE ASSURANCE OF INFANTILE LIVES

by DR. A. VAN ELDIK, Amsterdam.

---

The wish of computing Tables of Mortality for Children's Endowments has been prompted by the belief, that the rates of mortality of children on whose lives endowments have been assured, are far beneath those which can be derived from general Population Tables.

The question, whether this belief be true, cannot be answered otherwise than in the affirmative.

By collecting the observations of a number of Dutch companies, there can be obtained a series of rates of mortality, which are not only far below those of the "Tables of Mortality of the Dutch population" as derived from the Censuses and from the registers of births and deaths, but also lower than those of the French life-annuity-tables (R. F.). On the other hand, the rates of mortality, which were published in 1902 as the result of the experience of the 3 principal French companies (Table 1900 D) are very near to those, derived from the experience of the said Dutch companies.

It can however be shown by calculation, that the fact of using a Population table, although the rates of mortality may be too high, could not have any serious consequences; neither net-premiums nor the policy values (premium reserves) would be affected to a considerable extent by inaccurate mortality rates for the lowest ages. Especially the premiums for »Children's Endowments with return of premiums on death« are nearly independent from the choice of whatever mortality table, these premiums differing only in a very slight degree from the premiums for endowments certain.

However it may be desirable to compute a series of mortality rates for children approximating to the results of the observations of the Dutch companies, and which at the same time may easily be combined with tables in use for the assurance of Endowments and Deferred Annuities for adults. As an example the author has constructed 1° a table, containing a regular and natural transition from a series of rates for infantile ages, following closely those of the table 1900 D, to the  $O^m$  table, and 2° another table, connecting that series of rates for infantile ages with the  $O^{af}$  table.

---

## II.

INFLUENCE DU CLIMAT DES RÉGIONS  
TROPICALES SUR LA MORTALITÉ.

---

EINFLUSS DES TROPISCHEN KLIMAS AUF  
DIE STERBLICHKEIT.

---

THE INFLUENCE OF THE CLIMATE  
OF TROPICAL REGIONS UPON THE RATE  
OF MORTALITY.

---





DIE TROPENSTERBLICHKEIT UND IHRE URSACHEN,  
MIT BESONDERER BERÜCKSICHTIGUNG DER  
VERHÄLTNISSE IN DEN DEUTSCHEN KOLONIEN

VON

DR. PHIL. HEINRICH BRAUN, LUDWIGSHAFEN A./RH.

As time goes on it will become more and more the duty of every actuarial society to gather materials for the investigation of special classes of risks varying according to occupation or otherwise and to abstain more and more from the mere piling together of heterogeneous materials toward the formation of another conglomerate table.

EMORY MC. CLINTOCK.

1.) Soweit Untersuchungen und Berichte über die Sterblichkeit in den Tropen vorliegen, weisen sie übereinstimmend eine viel höhere Sterblichkeit als in der gemässigten Zone auf. Alles was zur Zeit an Beobachtungsmaterial vorliegt, ist von mir in meiner Arbeit „Die Behandlung aussereuropäischer (insbesondere von Tropen-) Risiken in der deutschen Lebensversicherung“ (Zeitschrift des deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft Bd. XII) im Kapitel 17 (Litteratur-Zusammenstellung) angegeben worden.

Geben zwar die neuen Untersuchungen von S. C. Thomson (Standard), Winter (British Mutual Empire) und Hunter (New York) nicht mehr so ausserordentlich hohe Sterblichkeits-Prozentsätze an, wie die früheren von T. B. Sprague, A. E. Sprague, Dr. Glover Lyon, Hart und anderen, so ist die Uebersterblichkeit gegenüber der Sterblichkeit in der gemässigten Zone doch immer noch bedeutend genug.

Soweit vorliegendes Beobachtungsmaterial über die Sterblichkeit von versicherten Personen Aufschluss gibt, beträgt nach Arthur Hunters Aufsatz „Mortality in Semitropical and Tropical Countries“ (Transactions of the actuarial society of America Vol. X Nro. 39)

die Uebersterblichkeit gegenüber der Compound Progressive Tafel der New-York

- 125 % in Dänisch Westindien,
- 120 % in Cuba und Puerto Rico,
- 115 % in Haiti und San Domingo,
- 105 % auf den Philippinen,
- 100 % in Britisch Westindien,
- 95—100 % in Brasilien, Columbia, Venezuela, Britisch und Holländisch Guayana, Ecuador, Peru und Bolivia.

Nach S. C. Thomsons Bericht (4. Internationaler Actuar-Congress Bd. I) beträgt die Uebersterblichkeit gegenüber  $H^M$  bei den neuen ostindischen Standarderfahrungen (1885—1900) je nach den Altersklassen

- bis zu 58 % für Ostindien
- und bei den neuen westindischen Erfahrungen (1895—1900)
- bis zu 67 % für Westindien (die grösseren Inseln der Antillen und Britisch Guayana).

Nach A. Winters Sterblichkeitsuntersuchungen (J. I. A. Bd. 43) beträgt die Uebersterblichkeit gegenüber  $H^M$

- bis zu 65 % für Ostindien.

Nach A. Hunters oben erwähntem Bericht beträgt die Uebersterblichkeit gegenüber der Compound Progressive Tafel

- 95 ‰ in Indien und den ostindischen Inseln,
- 70 ‰ in Mexiko,
- 70 ‰ in Mittelamerika,
- 60 ‰ in Argentinien, Uruguay und Chile.
- 65 ‰ in Japan und China.

Für Afrika liegt neues Beobachtungsmaterial nicht vor; am ehesten könnte man noch die Mitteilungen des „Star“ und der „London and Lancashire“ (J. I. A. Bd. 33) in Berücksichtigung ziehen, die für Personen an der Sierra Leone-Küste eine Durchschnittsübersterblichkeit von ca. 200 ‰ gegenüber  $H^M$  angeben.

Einen weiteren Anhaltspunkt gewähren die Medizinalberichte über die Deutschen Schutzgebiete (herausgegeben vom Reichs-Kolonialamt, Verlag E. S. Mittler & Sohn, Berlin), die für Kamerun, Togo, Deutsch-Ostafrika und Neu-Guinea auf eine erhebliche Uebersterblichkeit schliessen lassen.

2.) Die Ursache der hohen Sterblichkeit der Weissen in den Tropen wird darin gefunden, dass einmal das Tropenklima auf den menschlichen Organismus eine erschlaffende Wirkung ausübt,

sodass funktionelle Veränderungen eintreten, die zu einer verringerten Vitalität führen und dass andererseits die den Tropen eigentümlichen Infektionskrankheiten in besonderem Masse die Sterblichkeit erhöhen. Neuere Ansichten sehen in diesem zweiten Umstand den hauptsächlichlichen Grund der hohen Sterblichkeit. So schreibt Dr. E. Roesle (Die Gesundheitsverhältnisse der deutschen Kolonien in statistischer Betrachtung, Münchener Medizinische Wochenschrift vom 9. Juli 1907): „Die Erfahrung hat aber besonders in den Tropen gelehrt, dass das Klima eines solchen Landes an und für sich keine schädigende Wirkung auf den Menschen ausübt, allerdings unter der Voraussetzung, dass der Mensch, der sich aus den gemässigten Zonen dorthin begibt, völlig gesund ist. Trifft diese hauptsächlichste Bedingung zu, so ist nicht einmal eine besondere Trainierung erforderlich, da der gesunde Körper bei geeigneter Lebensweise sich bald den andersartigen Temperatureinflüssen anzupassen vermag. Die einzige Gefahr, die dem Europäer in den Tropen droht, bilden einzig und allein die Tropenkrankheiten, die fast keinen bisher ganz zu verschonen pfliegen.“

Nach den den Medizinalberichten beigefügten statistischen Ausweisen stehen

in Deutsch-Ostafrika (für die Jahre 1. April 1903 bis 31. März 1909), 9899 im ganzen ärztlich behandelten Europäern

4084 gegenüber, die an tropischen Krankheiten behandelt wurden, also 41 %.

in Kamerun (für die Jahre 1. April 1903 bis 31. März 1908) 1574 und 876, also 56 %.

in Togo (für die Jahre 1. April 1904 bis 31. März 1909) 2586 und 776, also 30 %.

in Neu Guinea (für die Jahre 1. April 1904 bis 31. März 1909) 2322 und 1027, also 44 %.

Für die Karolinen- und Marschallinseln ergeben sich viel weniger Erkrankungsfälle an tropischen (Infektions-) Krankheiten, doch kann eine Verhältniszahl nicht angegeben werden, da für einige Berichtsjahre die Angaben mangelhaft sind, bzw. solche nicht vorliegen.

Für Deutsch-Südwestafrika (1. April 1907 bis 31. März 1909) stehen den 4766 ärztlich Behandelten 481 an Infektionskrankheiten Behandelte, also 10 % gegenüber,

und für Samoa (1. April 1904 bis 31. März 1909) 1136 und 44, also 4 %.

Unter die Behandlungen an tropischen (Infektions-) Krankheiten wurden einbezogen: Malaria, Gelbfieber, Schwarzwasserfieber, Rückfallfieber, Denguefieber, Ruhr, Typhus, Pest und andere. Dabei ist aber zu beachten, dass nicht jede Erkrankung in ärztliche Behandlung kommt und deshalb nicht alle Erkrankungen statistisch erfasst werden können. Die wirklichen Zahlen der Erkrankungen werden also noch grösser sein.

Dagegen erscheinen die Angaben über die Todesursachen der in den deutschen Kolonien gestorbenen Europäer als zuverlässiger. Es sind von den in den Jahren 1903/4 bis 1908/9 verzeichneten Todesfällen (bei denen die Todesursache bekannt ist) in

Deutsch-Ostafrika	ca. 50 ‰
Kamerun	» 70 »
Deutsch-Südwestafrika	» 13 » (für die Jahre 1906/7 bis 1908,9.)

durch Krankheiten verursacht, die mit den eigentümlichen Gesundheitsverhältnissen der Tropen in Beziehung stehen. Für Togo, Neu Guinea, Karolinen, Marianen, Marschall-Inseln und Samoa sind die mitgeteilten Todesfälle der Zahl nach zu gering, als dass daraus abgeleitete Prozentsätze einen zuverlässigen Anhaltspunkt abgeben könnten. Es kann nur so viel gesagt werden, dass die Verhältnisse in Togo etwas schlechter als in Deutsch-Ostafrika, aber immer noch besser als in Kamerun, die in Neu Guinea etwas besser als in Deutsch-Ostafrika und die auf den Karolinen-, Marianen- und Marschallinseln wesentlich besser als in Deutsch-Ostafrika erscheinen, während für Samoa die Verhältnisse sich am günstigsten darstellen.

Die wichtigste der Infektionskrankheiten ist die Malaria, eine Krankheit, die sich in Fieberanfällen äussert, die nach kurzen, meist in allgemeiner Abgeschlagenheit, Unlust, Körperschmerzen, Glieder- und Knochenschmerzen bestehenden Vorboten mit einem Schüttelfrost beginnen. Dann starkes Fieber und grosser Schweissausbruch, worauf die Temperatur wieder auf das gewöhnliche Mass sinkt und alle bedrohlichen Erscheinungen nachlassen. Einem solchen Anfall, der bei leichten Fällen 6, bei schweren 30 bis 36 Stunden anhält, folgen mehrere. Viele Kranke erliegen bei Wiederholung des Anfalles oder sterben schon beim ersten Anfall. Alle Erkrankten werden sehr bald in hohem Grade angegriffen. Der körperlichen Frische folgt eine allgemeine Hinfälligkeit. Die Malaria wird leicht zu einem chronischen Leiden, insbesondere wenn man nach den ersten Anfällen die Krankheit nicht lange genug und

nicht gründlich weiterbehandelt hat. Durch Erkältungen, Durchnässungen, Jagdpartien und ähnliche Veranlassungen, bei denen man sich sehr angestrengt hat, in starken Schweiss geraten und durch Regengüsse durchnässt worden ist und nach alkoholischen Exzessen werden häufig Rezidive hervorgerufen, die in das Malaria-siechtum (Malariakachexie) übergehen können.

Ueber das Zustandekommen der Malaria-Infektion wissen wir, dass durch gewisse Stechmücken (*Anopheles*) die Malariaparasiten auf den Menschen übertragen werden. Der schwere Verlauf der Malaria bildet im tropischen Westafrika die Regel. Die in Deutsch-Südwestafrika beobachteten Malariafälle sind meist leichter Art (Tertianfieber). Als Heilmittel der Malaria dient das Chinin.

Das Schwarzwasserfieber, die wichtigste und schwerste Begleit- oder Folgeerscheinung der Malaria, besteht in einer plötzlich auftretenden Blutzersetzung, bei der grössere Mengen von kleinen Blutkörperchen sich plötzlich auflösen. Ein Mittel zur sicheren Bekämpfung und Heilung gibt es bis jetzt nicht.

Das Gelbfieber zeigt im ersten Stadium Körperschmerzen, Gliederschmerzen, Schüttelfrost und hohes Fieber. In schweren Fällen stellt sich, nachdem das Fieber einige Tage nachgelassen hat, ein rapider Kräfteverfall ein, der meist zum Tode führt. Ein sicheres Mittel dagegen kennt man bis jetzt nicht. Was man vorbeugend dagegen tun kann, ist, dass man sich vor den Stichen der das Gelbfieber übertragenden »Gelbfiebertmücken« (*Stegomyia*) schützt. Die beste Bekämpfung des Gelbfiebers besteht in der Vernichtung der die Krankheit übertragenden Stechmückenart. Durch Ueberstehen der Krankheit wird der Mensch praktisch unempfindlich und bildet keine Quelle der Ansteckung für seine Umgebung mehr.

Auch andere tropische Infektionskrankheiten werden durch Insekten übertragen, aber dieselben haben für die Europäer nicht die gleiche Bedeutung wie Malaria und Gelbfieber, weil sie seltener und nicht so gefährlich sind. So werden die Fadenwürmer (Filarien) durch Mückenstiche übertragen, von den Wanzen vermutet man, dass sie sowohl Uebertrager der Keime des Kala-Azar, einer in verschiedenen Gegenden Asiens, wie in Aegypten und Nordafrika beobachteten Krankheit, die in Form eines schweren chronischen Siechtums verläuft, seien, wie auch des afrikanischen Rückfallfiebers, das ähnliche Erscheinungen wie die Malaria zeigt. Die afrikanische Schlafkrankheit wird durch eine besondere Art von Stechmücken (*Tsetsefliege*) verbreitet.

Pest und Cholera haben in Asien ihre endemischen Herde, von denen aus sie nach längeren oder kürzeren Zwischenräumen immer wieder auftreten. Die tropische Ruhr und Typhus dagegen lassen sich einschränken, sowie nur die Trinkwasserversorgung einigermaßen verbessert werden kann.

3.) Bei den deutschen Lebensversicherungs-Gesellschaften kommen Versicherungen von nach den Tropen gehenden und dort sich aufhaltenden Personen nur vereinzelt vor, während ein eigentlicher Geschäftsbetrieb in tropischen oder subtropischen Gebieten erst in den letzten Jahren von einigen Gesellschaften aufgenommen worden ist. Nach den Bekanntmachungen des Kaiserlichen Aufsichtsamtes für Privatversicherung sind dies:

N A M E.	G E S C H Ä F T S G E B I E T.
Stuttgarter Lebensversicherungsbank a.G.	Deutsch-Südwestafrika, Kapkolonie, Natal, Transvaal und Oranje- flusskolonien.
Janus.	Deutsch-Südwestafrika, Deutsch-Ost- afrika und Kiautschou.
Germania.	Deutsche Kolonien und Schutzgebiete, Aegypten und Sudan.
Nordstern.	Deutsche Kolonien.
Arminia.	Deutsche Kolonien in Afrika und Kiautschou.
Deutsche Militärdienst- und Lebensversicherungs- anstalt a.G.	Deutsche Kolonien und Schutzgebiete.

Deutschlands Kolonien sind nicht so bedeutend, dass es sich bei den in diese Gebiete hinausgehenden Personen bzw. bei den in diesen Gebieten wohnenden Personen um so grosse Zahlen handelt, wie dies z.B. bei den englischen Kolonien der Fall ist. Zudem gehören verschiedene der deutschen Kolonien zu den klimatisch ungesunden Gegenden, die den Weissen einen dauernden Aufenthalt kaum ermöglichen. Wie aus der folgenden Zusammenstel-



lung 1) hervorgeht, ist die weisse Bevölkerung in den deutschen Kolonien zwar gering, aber sie ist im ständigen Wachsen begriffen, sodass man es versteht, wenn die deutschen Gesellschaften der Frage der Ausübung des Versicherungsbetriebes in den Kolonien ihre Aufmerksamkeit doch langsam zuwenden.

Zu Beginn des Jahres.	Deutsch- Ost- Afrika.	Kamerun.	Togo.	Deutsch- Süd- Westafrika.	Südsee.
1897	580	216	77	1748	46 <sup>10)</sup>
1898	520	275	72	1743	72 <sup>10)</sup>
1899	677	326	71	2096	252 <sup>2)</sup>
1900	732	442	73	2586	404 <sup>2) 3)</sup>
1901	828	404	91	2853	473 <sup>3)</sup>
1902	895	436	94	3816	819 <sup>4)</sup>
1903	881	468	98	3743	923
1904	1074	532	127	? <sup>6)</sup>	968 <sup>5)</sup>
1905	1470	643	161	? <sup>7)</sup>	1017 <sup>5)</sup>
1906	2005	705	179	? <sup>7)</sup>	1144
1907	2180	785	212	6786	1174
1908	2343	897	205	7648	1294
1909 <sup>8)</sup>	3387	1127	330	11791	1545
1910 <sup>8)</sup>	3756	1284	372	12935	1727 <sup>9)</sup>

1) Aus »Unsere Kolonialwirtschaft in ihrer Bedeutung für Industrie und Arbeiterschaft«. Nach Zusammenstellungen des Kaiserlichen Statistischen Amtes, herausgegeben vom Kolonialwirtschaftlichen Komitee 1909. E. S. MITTLER & SOHN, Seite 83.

2) Ausschliesslich Samoa, da über die weisse Bevölkerung eine Statistik nicht vorliegt.

3) Ohne den zu Neu-Guinea gehörenden Bezirk Ostkarolinen, über den Angaben nicht vorliegen.

4) Für den Bismarckarchipel und Nusa sind die Zahlen von 1901 eingesetzt, da eine Zählung im Jahr 1902 nicht stattgefunden hat.

5) Für Samoa sind die Angaben von 1903 genommen worden, da für die Jahre 1905 und 1904 solche nicht vorliegen.

6) 1904 und 1905 hat keine Zählung stattgefunden.

7) Für 1906 keine Scheidung nach Berufen. Eine Ausscheidung der weissen Zivilbevölkerung war daher nicht möglich.

8) Entnommen aus dem statistischen Jahrbuch für das deutsche Reich.

9) Angaben für Neu-Guinea fehlen.

10) Angaben liegen nur für die Marschallinseln vor.



4) Von den deutschen Kolonien stellt Kamerun das gesundheitlich ungesündeste Gebiet dar. Das Klima von Kamerun, für das Professor Dr. K. Dove (die Deutschen Kolonien I Togo und Kamerun, Leipzig, G. J. Göschensche Verlagsbuchhandlung 1909) eine sehr gute Schilderung gibt, ist am ungesündesten im Küstenvorland. Sehr gleichmässig während des ganzen Jahres (Durchschnittstemperatur zwischen 25 und 26°, der Unterschied zwischen den wärmsten und kühlestn Monaten beträgt nur 3°), grosse Regenmengen und Fehlen einer eigentlichen Trockenzeit. Was das Klima der Küstenzone so lästig und für das Nervensystem der Weissen auf die Dauer so nachteilig erscheinen lässt, ist weniger die hohe Temperatur als vielmehr der gleichzeitig ungewöhnlich hohe Feuchtigkeitsgehalt der Luft. Im Gegensatz zu anderen Tropengebieten, speziell zu Deutsch-Ostafrika, gibt es im Kameruner Tiefland keine Jahreszeit, in der eine wirkliche Erholung des Körpers möglich wäre.

Das Klima des Hochlandes von Kamerun ist etwas besser, als das Küstenklima. Die Tagesschwankung der Temperatur ist schon um 3—4° grösser als an der Küste und die Jahresschwankungen sind ebenfalls höher.

Der Norden von Kamerun bildet eine klimatische Provinz für sich, indem nicht nur die kontinentale Lage, sondern auch die Einwirkung der höheren Breite sich geltend macht.

Die klimatischen Verhältnisse von Neu-Guinea lassen sich mit denen von Kamerun vergleichen. Die Lage nahe dem Aequator, die hohen Gebirge, die Waldbedeckungen lassen Extreme der Wärme und Trockenheit nicht aufkommen. Doch ist die Südküste etwas extremer in beiden Elementen als die Nordküste.

Auch Togo weist alle Merkmale eines echten Tropenlandes auf, dagegen ist der Regenfall geringer gegenüber dem Regenreichtum der Guineaküste weiter nach Westen wie nach Osten.

In Deutsch-Ostafrika steht die Küste unter dem Einfluss der Passatwinde, sodass in der trockenen kühlen Zeit (Mai bis August) bei Nacht die Temperatur häufig herabgeht. Im Innern besteht eine grosse Mannigfaltigkeit von Klimagebieten. Der wirtschaftlich am meisten in Betracht kommende Teil des Innern von Deutsch-Ostafrika, das Bergland von Usambara ist im Osten wasserreich, im Westen trockener. Mit zunehmender Erhöhung über den Meeresspiegel bessern sich die klimatischen Verhältnisse für den Europäer. Die Höhen über 1000 m sollen in Usambara malariafrei sein. Im

ganzen ist Ostafrika ein weit weniger regenreiches Land als die Küstengebiete des tropischen Westafrikas.

Von den Besitzungen im stillen Ozean kommen zunächst die Inselgruppen der Karolinen, Palauinseln, Marschallinseln und Marianen in Betracht, deren Klima ein ausgeprägt tropisches Seeklima ist, sodass, wenn auch die Malaria keine Rolle spielt, die das ganze Jahr hindurch herrschende Gleichmässigkeit der Temperatur den Organismus des Europäers doch ungünstig beeinflusst. Besser sind die Verhältnisse weiter östlich, auf der Samoa-gruppe, weil der während der kühleren Jahreszeit wehende Passat erfrischend wirkt. Gesundheitlich gehört das Samoagebiet daher zu den bevorzugten Teilen unseres Südseebesitzes.

Ueber Kiautschou berichtet Professor Dr. K. Dove (Die Deutschen Kolonien II Das Südseegebiet und Kiautschou, Leipzig G. J. Göschen'sche Verlagsbuchhandlung 1911):

„Gesundheitlich gehört das Kiautschougebiet zu den besten unserer Schutzgebietslandschaften. Besonders ist zu betonen, dass die Malaria in ihren tropischen Formen nicht vorhanden ist. Dagegen kommt Dysenterie vor, wenngleich nicht in der gefährlichen Häufigkeit, in der sie der heissen Zone eigen ist. Ueber die sonstigen Gesundheitsverhältnisse ist nichts Wesentliches zu sagen; die meisten der häufiger auftretenden Leiden sind die gleichen wie bei uns. Von Interesse ist dagegen, dass die Stadt Tsingtau, wie bereits erwähnt, wegen ihrer Vorzüge vor den übrigen Küstengegenden als Seebadeort gilt.“

In Deutsch-Südwestafrika unterscheidet sich das Klima der Küste wesentlich von dem des Inneren. Das erstere wird beherrscht von den kühlen, das ganze Jahr vorherrschenden Südwestwinden, das letztere bildet den Uebergang von dem reinen tropischen Klima Angolas zu dem subtropischen Klima des westlichen Kaplandes. Ausgesprochen tropisch ist das Klima nur im nördlichsten Teil des Innern. Für Aufenthalt und Besiedelung kommt zur Zeit nur der südliche Teil (eine 1200 bis 1600 m. hohe Plateaufläche) in Betracht, der grosse Temperaturschwankungen und geringe Niederschlagsmengen aufweist. Die Malaria kommt nur wenig vor.

5.) Um für die von nach den deutschen Kolonien gehenden oder dort schon wohnenden Personen abzuschliessenden Lebensversicherungen Zuschlagsprämien zu bestimmen, die als Aequivalent für das von der Gesellschaft zu übernehmende höhere Risiko dienen können, wird ein Weg versucht, den Dr. Blaschke in seiner

„Denkschrift zur Lösung des Problems der Versicherung minderwertiger Leben“ (Wien 1895 Manz'sche Hof- und Universitätsbuchhandlung) schon mit Glück gegangen ist. Es wird nämlich von dem Satz der Statistik ausgegangen „dass die Sterblichkeit auf den verschiedenen Altersstufen als die Wirkung eines bestimmten Chancensystems von Todesursachen erscheint“ oder anders ausgedrückt: es existieren für jedes Altersjahr bestimmte Sterbenswahrscheinlichkeiten, nach den einzelnen Todesursachen zu sterben.

Es ist nun nicht zu erwarten, dass der vorangestellte Satz sich dadurch beweisen lässt, dass man bei verschiedenen vorliegenden Todesursachenstatistiken aus gleichwertigem Grundmaterial zahlenmässig gleiche Verhältnisse nachweisen kann. Man muss vielmehr auf eine mehr oder weniger grosse Verschiedenheit deswegen gefasst sein, weil die angegebenen Todesursachen nicht Angaben eines Beobachters darstellen, sondern unter dem Mangel leiden, dass sie von vielen Beobachtern, die bei der Zuweisung des einzelnen Sterbefalles zu einer Todesursachengruppe verschieden vorgegangen sind, zusammengetragen wurden. Alle derartigen Statistiken haben somit die mannigfaltigsten subjektiven Mängel an sich. Dass jedoch die Analyse der Todesursachen ein richtiger Weg ist, um das Problem der Versicherung minderwertiger Leben — und schliesslich sind auch Tropenrisiken minderwertige Leben — zu lösen, hat Blaschke in seiner Arbeit „Empfiehl es sich, die in der normalen Versicherung derzeit unversicherbaren (minderwertigen) Leben nach besonderen Gefahrenklassen zu versichern und wie sind bejahenden Falles die Unterlagen hierfür zu gewinnen?“ (Gutachten, Denkschriften und Verhandlungen des 6. Internationalen Kongresses für Versicherungswissenschaft I. Bd. 2. Hälfte, Wien 1909) dargetan.

Für die Tropenversicherungen kommt es darauf an, zu erkennen, worin ihre Minderwertigkeit besteht. Wie schon oben gesagt, nach den ärztlichen Urteilen in der Hauptsache darin, dass durch die den Tropen eigentümlichen Krankheiten und Krankheitsgefahren die Sterblichkeit erhöht wird. Die vorhin angegebenen wenigen Zahlen sind dafür genügende Beweise. Dadurch, dass man für ein- und mehrjährige Gruppen von Sterbealtern aus der Todesursachenstatistik das Verhältnis der Todesfälle an tropischen Krankheiten zu den an gewöhnlichen Krankheiten feststellen kann, kann man für eine gegebene Absterbeordnung zu den Toten jeder

Altersklasse jene weiter hinzukommenden Toten ermitteln, die entstehen würden, wenn neben den gewöhnlichen Todesursachen die spezifisch tropischen Todesursachen noch dazu wirksam wären.

Von den in den Medizinalberichten mitgeteilten Todesursachenstatistiken können nur die für Deutsch-Ostafrika einigermassen Anspruch auf Vollständigkeit erheben. Darnach folgen die für Kamerun, Togo und Neu-Guinea (Bezirk Herbertshöhe), während jene für die Karolinen und Marschallinseln und Samoa recht lückenhaft und geringfügig sind. Die Verhältnisse in Togo erscheinen etwas ungünstiger und die in Neu-Guinea etwas günstiger als in Deutsch-Ostafrika, sodass es, um die Todesfälle von Deutsch-Ostafrika noch vergrössern zu können, gerade noch angeht, diese mit denen von Deutsch-Ostafrika zusammen zu nehmen.

Die Zusammenfassung erfolgte zunächst in dreijährigen Altersgruppen und als sich herausstellte, dass die so erhaltenen Verhältniszahlen zwischen den Todesfällen infolge von Tropenkrankheiten und den infolge von gewöhnlichen Krankheiten einen zu unregelmässigen Verlauf nahmen, der für eine passende Ausgleichung nicht brauchbar war, wurden vom Alter 21 an 9 jährige Altersgruppen gewählt und die in der folgenden Tabelle (letzte Spalte) angegebenen 5 Zahlenwerte erhalten.

Alter.	Todesfälle an				Verhältnis	
	Tropen-Krankheiten.		Gewöhnlichen Krankheiten.		‰	
1	2	3	4	5	2:4	3:5
bis 17	26	32	21	24	124	144
18—20	6		3		200	
21—23	14		5		280	
24—26	20	62	10	37	200	167
27—29	28		22		127	
30—32	38		21		181	
33—35	21	74	11	46	191	161
36—38	15		14		107	
39—41	17		5		340	
42—44	9	29	9	22	100	132
45—47	3		8		38	
48—50	2		7		29	
51—53	3	12	2	14	150	86
54—56	3		2		150	
57—59	3		2		150	
60—62			1			
63—65	1					
	209		143			

Die Werte der Verhältniszahlen für 1-jährige Altersklassen wurden durch geradlinige Interpolation gefunden und bezüglich der hohen Alter angenommen, dass hier Tropenkrankheiten als Todesursachen gegenüber den anderen Krankheiten immer mehr zurücktreten. Um zu einer (ostafrikanischen) Absterbeordnung zu gelangen, wurden nun die Toten ( $d_x$ ) der  $H^M$ -Tafel mit den gefundenen Verhältniszahlen multipliziert und die so gewonnenen Zahlen der Toten zu den Zahlen der Todesfälle nach  $H^M$  dazu gezählt und vom höchsten Alter an aufsummiert. Der Mangel dieser Tafel besteht darin, dass die Zahlen der Gestorbenen in den höheren Altern nicht auf Berechnung, sondern auf einer Hypothese beruhen, die aber gemacht werden musste, weil man sonst nicht zu den Zahlen der Lebenden hätte gelangen können. Gerechnet und verwendet wurden daher nur die diskontierten Werte bis zum Alter 70.

Für die Gemischte Versicherung auf 20 und 25 Jahre wurden

die Nettoprämien sowohl für die deutschostafrikanische Tafel wie für die *HM*-Tafel ausgerechnet. Deren Differenzen stellen sohin die für die Deckung des Aufenthaltsrisikos für Europäer in Deutsch-Ostafrika erforderlichen Mehr- (Netto) Prämien dar.

## GEMISCHT 25.

Alter.	Deutsch-Ostafrikanische Tafel. Prämie $\frac{0}{100}$ .	<i>HM</i> -Tafel. Prämie $\frac{0}{100}$ .	Mehrprämie. $\frac{0}{100}$ .
20	32.59	29.26	3.3
25	34.13	29.89	4.2
30	35.77	30.67	5.1
35	37.87	31.88	6.0
40	40.62	33.78	6.8
45	44.16	36.78	7.4

## GEMISCHT 20.

Alter.	Deutsch-Ostafrikanische Tafel. Prämie $\frac{0}{100}$ .	<i>HM</i> -Tafel. Prämie $\frac{0}{100}$ .	Mehrprämie. $\frac{0}{100}$ .
20	41.14	38.22	2.9
25	42.54	38.76	3.8
30	43.95	39.39	4.6
35	45.77	40.34	5.4
40	48.19	41.86	6.3
45	51.32	44.26	7.1
50	55.22	48.06	7.2

Einem Einwand gegen die verwendete Todesursachenstatistik soll hier vorgebeugt werden, dass es sich dabei um Todesfälle von Personen gehandelt habe, die bei ihrer Ausreise nach den Tropen keinem Ausleseprozess unterworfen worden seien. Nach einer



Rundfrage bei ca. 80 der bedeutendsten deutschen industriellen- und Handelsfirmen, die in den deutschen Kolonien tätig sind, sowie bei verschiedenen Missionsgesellschaften, von denen die meisten geantwortet haben, wird von den angefragten Stellen keine Gesellschaftsperson in die Tropen gesandt, wenn sie ihre Tropendienstauglichkeit durch ärztliches Zeugnis nicht vorher nachweist. Verschiedene der dabei verwendeten ärztlichen Formulare, die mir eingesandt wurden, enthielten eine ebenso eingehende Fragestellung, wie sie in den Attestformularen der Versicherungsgesellschaften üblich ist.

Was nun die berechnete Zusatzprämie für deutschostafrikanische Versicherungen betrifft, so wird man sie dann noch erhöhen müssen, wenn man für die ersten Jahre des Aufenthalts keine besondere Akklimatisations-Zuschlagsprämie verlangt und bei der Rückkehr ins gemässigte Klima sie ohne weiteres wegfallen lässt. Eine noch weitere Erhöhung erscheint aus dem Grunde gerechtfertigt, weil wahrscheinlich eine Anzahl von Risiken sich insofern der Beobachtung entziehen und nicht als in Deutsch-Ostafrika gestorben in den Medizinalberichten gezählt werden, als Personen bei eintretendem Krankheitsfall nach Deutschland zurückkehren und dort infolge der eingetretenen Krankheit sterben. Unter Berücksichtigung dieser Momente dürften die von mir früher für Deutsch-Ostafrika vorgeschlagenen Extraprämien:

<i>bei Alter 25</i>	für gemischt auf 20 Jahre	5 <sup>0</sup> / <sub>100</sub> und
"	" " 25 "	6 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>
<i>bei Alter 50</i>	" " " 20 "	12 <sup>0</sup> / <sub>100</sub> und
"	" " " 25 "	14 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>

trotzdem beizubehalten sein (Die Extraprämien für die dazwischenliegenden Alter werden durch Interpolation bestimmt).

Für Neu-Guinea dürfte die frühere Angabe dahin abzuändern sein, dass dafür dieselbe Extraprämie wie für Deutsch-Ostafrika angesetzt wird, während für Togo nach wie vor die folgenden höheren Extraprämien dem Risiko entsprechen werden, die:

<i>bei Alter 25</i>	für gemischt auf 20 Jahre	8 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>
"	" " 25 "	8 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>
<i>bei Alter 50</i>	" " " 20 "	20 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>
"	" " " 25 "	22 <sup>0</sup> / <sub>100</sub>

betragen sollen.

Die besonders ungünstigen Verhältnisse Kameruns — es hat den höchsten Prozentsatz der Erkrankungsziffern und der Todes-



ursachenziffern an tropischen Krankheiten — lassen besondere Vorsicht nach wie vor geboten erscheinen, sodass die schon früher angesetzten hohen Extraprämien

bei Alter 25	für gemischt auf	20 Jahre	8 <sup>0</sup> / <sub>00</sub>
„	„	25 „	10 <sup>0</sup> / <sub>00</sub>
bei Alter 50	„	20 „	24 <sup>0</sup> / <sub>00</sub>
„	„	25 „	28 <sup>0</sup> / <sub>00</sub>

nach wie vor verwendet werden können.

Für die Karolinen-, Marianen- und Marschall-Inseln sind die Anhaltspunkte zur Beurteilung des Tropen-Risikos zu geringfügig, als dass eine Aussage darüber mit Bestimmtheit gemacht werden könnte. Es sind zwar von mir die Extraprämiensätze wie für Deutsch-Ostafrika vorgeschlagen worden, ich glaube aber eine Ermässigung jetzt befürworten zu können. Für Samoa dürfte eine Extraprämie von wenigen pro mille der Versicherungssumme genügen. Wenn für Deutsch-Südwestafrika die Malaria immer noch einen, wenn auch kleinen, Prozentsatz der Todesursachen ausmacht und deshalb eine Erhöhung des Risikos gegeben ist, so dürfte doch — soweit es sich um Personen mit Aufenthaltsort im südlichen Teil dieses Schutzgebietes handelt — diese Krankheitsgefahr mit zunehmender Erschliessung des Landes auf ein Minimum herabgedrückt werden, sodass man von der Erhebung einer Extraprämie absehen kann.

*Deutsch-Ostafrikanische Sterblichkeitstafel.*

Alter $x$	Verhält- nisszahl.	$d_x$	$l_x$	$q_x$	$D_x$	$N_x$
20	144	1337	148547	0.00900	74655	1405226
21	146	1432	147210	937	71481	1330571
22	148	1510	145778	1036	68392	1259090
23	150	1578	144268	1094	65395	1190698
24	152	1630	142690	1142	62492	1125303
25	155	1678	141060	1190	59689	1062811
26	158	1713	139382	1229	56985	1003122
27	161	1757	137669	1276	54381	946137
28	164	1790	135912	1317	51871	891756
29	167	1832	134122	1366	49457	839885
30	167	1845	132290	1394	47132	790428
31	166	1862	130445	1427	44903	743296
32	166	1886	128583	1467	42765	698393
33	165	1905	126697	1504	40713	655628
34	165	1932	124792	1548	38745	614915
35	164	1959	122860	1594	36855	576170
36	163	1988	120901	1644	35041	539315
37	162	2017	118913	1696	33299	504274
38	161	2051	116896	1755	31628	470975
39	159	2088	114845	1818	30022	439347
40	157	2115	112757	1876	28479	409325
41	154	2149	110642	1942	27000	380846
42	151	2186	108493	2015	25580	353846
43	148	2220	106307	2088	24217	328266
44	144	2255	104087	2166	22910	304049
45	140	2290	101832	2249	21656	281139
46	136	2327	99542	2338	20453	259483
47	132	2369	97215	2437	19299	239030
48	127	2408	94846	2539	18192	219731
49	122	2444	92438	2644	17131	201539

*Deutsch-Ostafrikanische Sterblichkeitstafel (Fortsetzung).*

Alter $x$	Verhält- nisszahl.	$d_x$	$l_x$	$q_x$	$D_x$	$N_x$
50	116	2471	89994	0.02746	16114	184408
51	109	2493	87523	2848	15141	168294
52	102	2511	85030	2953	14213	153153
53	95	2527	82519	3062	13326	138940
54	88	2544	79992	3180	12482	125614
55	81	2559	77448	3304	11676	113132
56	74	2567	74889	3428	10908	101456
57	68	2589	72322	3580	10178	90548
58	61	2595	69733	3721	9482	80370
59	54	2590	67138	3858	8820	70888
60	54	2703	64548	4188	8193	62068
61	48	2708	61845	4379	7585	53875
62	42	2707	59137	4578	7007	46290
63	37	2717	56430	4815	6461	39283
64	32	2718	54713	4968	6052	32822
65	28	2730	51995	5251	5557	26770
66	24	2733	49265	5548	5087	21213
67	21	2750	46532	5910	4642	16126
68	18	2754	43782	6290	4220	11484
69	16	2770	41028	6715	3821	7264
70	14	2775	38258	7253	3443	3443
71	12	2764	36483	7576	—	—
72	10	2739	33719	8123	—	—
73	8	2696	30980	8702	—	—
74	6	2636	28384	9287	—	—
75	4	2557	25748	—	—	—
76	2	2460	23191	—	—	—
77	—	—	20731*	—	—	—

\*) Ergänzt durch die Zahlen der  $H^M$ -Tafel.

## LA MORTALITÉ DANS LES PAYS TROPICAUX ET LEUR CAUSES, SPÉCIALEMENT DANS LES COLONIES ALLEMANDES.

PAR

Dr. HEINRICH BRAUN.

---

1. Les investigations de Messieurs S. C. THOMSON (4<sup>e</sup> Congrès intern. d'Act.), WINTER (J.I.A. Bd. 43) et A. HUNTER (Trans. of the act. soc. of America Bd. X.) ont démontré clairement que la mortalité parmi les blancs est beaucoup plus élevée dans les pays tropicaux que dans les pays de la zone tempérée.

2. Cette forte mortalité est d'après les dernières opinions médicales, spécialement due au grand nombre des maladies infectueuses qui règnent entre les tropiques à l'état indémique ou qui s'y produisent très souvent. (La Malaria, la fièvre bilieuse hémoglobinurique, la fièvre jaune, la fièvre intermittente, la dengue, la maladie de sommeil, la peste, la choléra, la dysenterie, la fièvre typhoïde etc). Il est intéressant de constater à ce sujet que les rapports médicaux sur les colonies allemandes publiés par le Secrétariat Impérial des colonies (Medizinalberichte über die deutschen Schutzgebiete, Berlin, Verlag ERNST SIEGFRIED MITTLER und Sohn, Kgl. Hofbuchhandlung) donnent des chiffres très élevés pour le risque de contracter des maladies tropicales infectueuses dans les dites colonies.

3. Les affaires coloniales des compagnies allemandes, (c.-à-d. le risque assumé sur la vie de personnes se rendant aux colonies ou y résidant déjà) sont insignifiantes. Ce n'est que dans les dernières années que quelques compagnies ont étendu leurs opérations aux colonies allemandes.

4. Les conditions hygiéniques semblent être les plus défavorables dans le Camérout; elles sont mauvaises au Togo, dans l'Afrique orientale allemande, et dans la Nouvelle Guinée. Sur les Carolines, les îles de Palaos et Maréchal, le climat, quoique tropical est très sain. Les conditions hygiéniques y sont favorables, la malaria n'y règne pas à l'état indémique. Dans l'île de Samoa le climat est

encore meilleur. L'Afrique sud-ouest allemande a un climat plutôt subtropical dans le nord, tandis que le sud est semblable à la région du Cap. Les cas de malaria y sont très rares.

5. Les statistiques assez complètes dans les rapports médicaux mentionnés, sous 2, renseignant sur les causes de mort en Afrique orientale allemande et complétées par les chiffres pour le Togo et la Nouvelle Guinée, ont servi à établir la proportion entre les décès causés par des maladies tropicales et ceux dûs à d'autres causes. Il résulte nettement de ces statistiques qu'il y a dans la mortalité des différents âges un certain système de chances, relativement aux causes de décès. En tenant compte de ce fait et à l'aide des chiffres proportionnels ainsi trouvés et de la table de mortalité  $H^M$ , on a dressé *une table de mortalité pour l'Afrique orientale allemande*. Les surprime qui en résultent, à savoir

Age.	Pour l'assurance mixte de 20 ans.	Pour l'assurance mixte de 25 ans.
20	2,9‰	3,3‰
25	3,8	4,2
30	4,6	5,1
35	5,4	6,0
40	6,3	6,8
45	7,1	7,4
50	7,2	—, —

devront cependant être augmentées considérablement, si l'on renonce à charger de surprime spéciales pour non-acclimatation les personnes se rendant pour la première fois dans l'Afrique orientale et qu' en outre on consente à renoncer à la surprime aussitôt que l'assuré rentre dans un pays de la zone tempérée. Pour le Togo il faut appliquer une augmentation de 50 % à la surprime lizée pour l'Afrique orientale allemande, pour le Cameroun cette augmentation doit même s'élever à 100 % environ. Pour la Nouvelle Guinée on peut se contenter de la même surprime que pour l'Afrique orientale allemande, tandis que pour les autres colonies une surprime moins élevée sera suffisante.

## THE MORTALITY IN THE TROPICS AND THEIR CAUSES, ESPECIALLY IN THE GERMAN COLONIES.

BY

Dr. HEINRICH BRAUN.

---

1. The investigations made by Messrs S. C. THOMSON (4. intern. Congress of Act.), WINTER (J. I. A. Vol. 43) and A. HUNTER (Trans. of the act. soc. of America Vol. X.) have established that the mortality amongst the white is considerably higher in the tropics than in the temperate zones.

2. According to medical opinion the causes of this great mortality consist mainly in the peculiar infectious diseases, endemic in the tropics (Malaria, blackwater-fever, yellow fever, relapsing fever, dengue-fever, sleeping-sickness, plague, cholera, desentery, typhus-fever). The medical reports published by the German Colonial Office (Medizinalberichte über die deutschen Schutzgebiete, Berlin, ERNST SIEGFRIED MITTLER und Sohn, Kgl. Hofbuchhandlung) with regard to the risk incurred through infectious diseases, contain for these countries comparatively high figures.

3. Colonial affairs of German companies (i. e. risk assumed on the life of such persons residing in or travelling to the colonies) are insignificant. It is but in the last years that a few companies have extended their activity to German colonies.

4. The sanitary conditions are most unfavorable in the Kamerun, then in Togo, German East-Africa and New-Guinea. On the other hand, the conditions at the Carolines, Palau island and Marshal islands, though tropical, are favorable, since Malaria does not appear endemically there. The situation is comparatively still better at Samoa-island. German South-West-Africa has a subtropical climate in the north, whereas in the South it is similar to that of the Cap region. Diseases of Malaria are very rare in these districts.

5. The statistical causes of death in German-East-Africa contained in the above mentioned reports and completed by the figures for Togo and New-Guinea, have ascertained the propor-

tion existing between deaths caused by tropical diseases and those attributed to other causes. These statistical proportions confirm again the well known fact that the mortality in the different ages is subjected to a certain system of chance as to the death causes. In consideration of this fact, a table of mortality for German East Africa has been composed with the aid of the above mentioned proportional figures and taking as an outset the mortality table H<sup>M</sup>. The extra premiums

Age.	Endowment policies, 20 years.	Endowment policies, 25 years.
20	2,9 ‰	3,3 ‰
25	3,8 ‰	4,2 ‰
30	4,6 ‰	5,1 ‰
35	5,4 ‰	6,0 ‰
40	6,3 ‰	6,8 ‰
45	7,1 ‰	7,4 ‰
50	7,2 ‰	—,—

however are still to be raised considerably, if no special premium for acclimatisation is required for persons going to East-Africa for the first time, and also if persons who return to a temperate zone, are exempted of further extra premiums. Extra premiums for Togo exceed by 50 ‰, for the Kamerun by 100 ‰ those of German East-Africa, whereas for New-Guinea the same rates are applicable. For the other colonies, lower extra premiums are even sufficient.





## IMPROVEMENT IN MORTALITY IN THE TROPICS

BY

ARTHUR HUNTER, New York.

---

There has been a great improvement in the death rate amongst the populations of certain cities in the Tropics and in the Panama Canal Zone, which has resulted in erroneous deductions being drawn therefrom by some of the writers in newspapers and magazines. The reduction of the death rate in such cities as Havana, Cuba, has led some laymen to assert that the inhabitants thereof are longer lived than those in many of the principal cities of the Temperate Zone. They do not take account of the distribution by age of the inhabitants, nor do they realize that there may be a wide difference in the rate of mortality in the various cities between infants, children, young people and elderly persons. Comparisons between the death rate in a city such as New York and the Canal Zone would be unfair, partly because there are very few children in the latter, and it is the relatively high death rate among infants which has the greatest effect on the mortality of cities, from 20 % to 25 % of the total deaths being among those under 1 year of age. It is not my intention to dwell on this phase of the subject before a body of Actuaries, but to give examples of the improvement in mortality in the following cases :

1. Employees of the Canal Zone of Panama.
2. Population of the city of Havana, Cuba.
3. Population of the city of Rio de Janeiro, Brazil, with special regard to certain diseases.
4. Insured lives in Cuba and in Southern Brazil.

One of the purposes of the paper is to show that there has not been as great a reduction in the mortality among insured lives as there has been among the population at large, a matter which

does not need argument before a body of Actuaries, but which is not clear to most laymen.

*Canal Zone of Panama.*

In the Canal Zone of Panama we should see a marked reduction in the mortality because of the ability of the United States Government to put into effect improved sanitary conditions under rigid control.

Prior to 1901 the influence of the mosquito in the spread of Yellow Fever and of Malaria was not recognized, and in the Canal Zone the sanitary regulations were not so rigid as they now are under the United States Government's supervision. These circumstances, — although there were other reasons, — accounted for the high mortality experienced up to that time.

The following table was prepared from statistics compiled by Dr. LACROISADE from the records of the Canal companies:

*Panama Canal Zone.*

Mortality of Employees, 1881—1901.

Years.	Mean Number Employed.	Average Death Rate per 1000.
1881—1888	10,854	59.7
1889—1894	971	28.8
1895—1901	2,792	28.2

In considering the above figures it should be borne in mind that the average age of the employees is probably less than 30, and accordingly the foregoing represents a very high mortality. The lower mortality in the later years is said by one writer to be largely due to the excavations having "reached a level below the poisonous emanations of decaying organic matter". In this he voiced the opinion then held that malarial fever was solely due to bad air.

Through the courtesy of Col. M. C. GORGAS, Chief Sanitary Officer of the Isthmian Canal Commission, the following interesting figures have been obtained of the annual average death rate per thousand among white employees including European laborers recruited from Spain, Italy and Greece.

*Death rate among white employees.*

Year.	Death Rate from Disease.	Death rate from Accident & Violence.	Total Death Rate <sup>1</sup> per 1000.
1906	13.3	4.2	17.5
1907	10.9	5.7	16.6
1908	7.3	6.4	13.7
1909	6.4	3.4	9.8
1910	4.9	4.2	9.1
1911	5.9	4.1	10.0

The average mortality during the last six years among white employees has been less than one-half that among employees of the canal company during the 13 years 1889—1901, and less than one-quarter that of the 8 years 1881—1888. If we took the last three years 1909—1911 the comparison would be more striking, as the death rate is lower by 40% than in the previous triennium. The statistics for the last six years have been divided into deaths from disease and from violence, including accident, in order to show the low death rate from the former cause, the high death rate from accident being due to the nature of the work.

Taking now the American employees, who are on the average better educated, more careful of their health and doing a higher grade of work than the European laborers, a low death rate is seen in the following table: —

*Death Rate of American Employees.*

Year.	Death Rate from Disease.	Death Rate from Accident & Violence.	Total Death Rate per 1000.
1906	3.8	3.2	7.0
1907	6.7	3.0	9.7
1908	3.8	3.8	7.6
1909	3.9	2.9	6.8
1910	2.6	3.1	5.7
1911	2.8	2.3	5.1

During the last six years the death rate among the American

employees from all causes has been about one-half of that among the European laborers. In the three years 1909—1911 the average death rate among the American employees from disease has been 3.1 per 1000 and from accident and violence 2.8 per 1000. The remarkably low rate from disease is due to the excellent work of Col. GORGAS and his corps of able assistants who have used every device known to the scientific world in their task. Their achievement should rank with any which has been done for humanity during the last five years. It should be remembered to the credit of Col. GORGAS that his task was a very heavy one, as the climate is generally damp and enervating and as Panama had an unenviable reputation for unhealthfulness. The mortality among the first Spanish settlers was so great that they gave Panama the name of "The Living Grave".

The layman is apt to compare the foregoing statistics with those of the population of cities forgetting

- 1) that there are no children included in the above statistics,
- 2) that many of the seriously sick are sent to the United States to recover or die.

To the Actuary the second of these may be of grave moment, as account should be taken in determining the influence of habitation on mortality of the number of employees who were sent home mortally sick. Unless such account is taken, the Canal Zone would not be charged with its proper share of the mortality due to residence there. The point is an important one as may be seen by the fact that during the last six years the average number of American employees sent out of the Zone on account of sickness due to disease or injury was 7.5 per thousand per annum. This has decreased substantially during the last two years, the rate per thousand being 4.5 for 1910—1911. The only statistics with which this could be readily compared are those referring to the United States Army. During the year 1910 there were discharged from the United States Army on account of sickness 14.1 per 1000 men while there were sent home from Panama for the same cause 4.8 per 1000 employees. If it is assumed that half of these invalided home die soon thereafter the average death rate among American employees in Panama for the last two years would be less than 8 per thousand. Of those deported the disease from which they suffered were: Tuberculosis, 37 %; Malaria, 10 %; Insanity, 9 %; Nephritis, 9 %; all other causes, 35 %.

While the statistics from the Canal Zone fill one with admiration for the successful fight waged by man against disease and climate, there is nothing to justify the statement that Panama is as healthful as cities in the Temperate Zone. If the same conditions as to supervision and as to type of men prevailed in the northern states of the United States, the death and sickness rates would, in my judgment, be far lower than in the Canal Zone, provided also that the seriously sick were sent elsewhere to die or recover.

*City of Havana, Cuba.*

In the City of Havana we have an excellent example of

- a.* poor sanitary conditions — years 1895 and prior,
- b.* bad sanitary conditions plus effect of concentration in the city during warfare in the surrounding country 1896—7—8,
- c.* gradually improved conditions of sanitation 1899 to 1911.

The following statistics have been arranged to show the foregoing and to bring out clearly the results of *c.*, the American control of sanitation having begun in 1899.

Years	Average Death Rate per 1000 of inhabitants
1894—5	32.4
1896—8	72.7
1899	33.4
1900—2	22.8
1903—5	20.1
1906—8	20.7
1909—11	19.1

It is worthy of note that the death rate during the last three years has been about one-quarter of that during the triennium (1896—8) of "public calamity, war and reconcentration".

In referring to sanitary changes in Tropical countries I include the introduction of a supply of drinking water free from contamination,

*Rio de Janeiro, Brazil.*

The decrease in the general death rate in Rio de Janeiro, Brazil, is shown in the following table:

Years	Average Death Rate per 1000
1891—1895	38.2
1896—1899	29.2
1901—1905	27.9
1906—1910	23.1

The death rate for the last two years 1909 and 1910 has been about 20 per 1000. In order to show the result of the sanitary changes in the city, I have selected certain causes of death, but unfortunately do not have the figures for the years 1910 and 1911. I shall first consider Yellow Fever, which at one time was a great scourge in Rio.

## Yellow Fever

Years	Average Death Rate per 1000 Inhabitants
1871—1882	4.3
1883—1894	4.6
1895—1897	2.6
1898—1900	1.3
1901—1903	1.1
1904—1906	.2
1907—1909	.02

The campaign against "*stegomyia Calopus*" (mosquito) is given as the cause of the great decrease during the years 1904—1909.

Statistics are next given of the deaths from the Plague (Bubonic) which is generally considered to be propagated by rats.



## Plague

Years	Average Death Rate per 1000 Inhabitants
1901—1903	.45
1904—1906	.29
1907	.11
1908	.08
1909	.02

A disease which greatly affects the mortality in the Tropics is Malaria. For the years 1870 to 1899 the annual death rate showed slight variation, but since 1900 there has been a great decrease as may be seen from the following brief table:

## Malaria

Years	Average Death Rate per 1000 Inhabitants
1895—1899	3.2
1900—1904	1.5
1905—1909	.4

Of the general diseases Tuberculosis causes at the present time 65 % more deaths than all following diseases together: — Typhoid Fever, Malaria, Smallpox, Grippe, Cancer, Diabetes, Dysentery, Yellow Fever and Plague. The death rate from Tuberculosis has decreased from 10.3 per 1000 inhabitants in the decennial period 1860—1869 to 4.7 in the decennial period 1900—1909. The negroes or mulattoes are the principal victims of Tuberculosis, the death rate from that cause being fully three times as great among them as among the whites.

I am indebted to DR. RAIX L. DA CUNHA of Rio for the foregoing statistics.

*Mortality among insured lives.*

In dealing with the mortality experience among insured lives, we have more elements to consider than among employees in the

Canal Zone or among the population at large in Tropical countries. There are such factors as the honesty of the insured in making his statements to the medical examiner, the trustworthiness of the agent and the efficiency of the examining physician. These three factors have probably as much influence on the mortality among insured lives as the climate and the sanitary conditions. In a paper which appeared in Vol. X of the Transactions of the Actuarial Society of America, I pointed out that in the experience of the New York Life among insured in countries in which their tropical scale of premium was charged, the "ultimate" rate of mortality was attained in the third policy year and that the effect of medical selection in the second policy year was very slight. With increasing facility for obtaining correct information as to the applicant there should come a lengthening in the period over which medical selection is effective.

The mortality experience of the New York Life during the last ten years has shown a decided improvement in such countries as Cuba, Argentine and the southern states of Brazil. In the large cities of these countries there have generally been changes for the better in the sanitary conditions, but there has also been an advance in the quality of the medical service obtained by the companies together with added facilities for getting more complete information regarding the insured and his financial standing. It is impossible, therefore, to determine the degree to which the decrease in mortality has been due to sanitary conditions. There would have been a reduction in the mortality among policies issued in recent years without any change in the sanitary conditions having taken place. Other circumstances make it difficult to analyze the cause for progress, such as the change in the proportion of the nationalities comprising the insured lives. For example, a company may have canvassed for years among foreigners and then found it more advantageous to concentrate its efforts on the natives. The mortality in a foreign company doing business among foreigners might be distinctly different from that of native companies doing business among natives, especially as some of these companies do not yet pay as much attention to the integrity of the medical examiner and to the efficiency with which he does his work as most of the foreign companies. Again, the rules of a company regarding the form of insurance granted in tropical or semi-tropical countries may

have a considerable effect on the mortality. For example, a well-known company from a certain date limited its business in British India to Endowment insurances, and, without change in management, had a decidedly lower death rate than formerly.

The change in the mortality among insured lives may be seen in the experience of the New York Life in Cuba and in Southern Brazil. In determining the expected deaths a *select* table has been used, which is based on the experience of the Company on *amounts insured* in the United States and Canada. A mortality of 204 %, therefore, means 104 % in excess of the mortality experienced among a corresponding body of risks in the United States and Canada.

*Cuba.*

Issues of 1875 to 1898 inclusive, carried to the  
Policy Anniversaries in 1899

Actual Deaths		Expected Deaths	Ratio of Actual to Expected Deaths
Policies	410	240	171%
Amounts	\$ 2,425,000	\$ 1,186,000	204

Issues of 1899 to 1909 inclusive, carried to the  
Policy Anniversaries in 1910

Actual Deaths		Expected Deaths	Ratio of Actual to Expected Deaths
Policies	120	91	132%
Amounts	\$ 490,000	\$ 315,000	156

The warfare in Cuba terminated in 1898 and the American control of the sanitation began in 1899; hence the division of the mortality experience into the two sections shown in the foregoing table. The trend towards a lower mortality under better sanitary and business conditions is unmistakable.

In the following experience among insured lives the four States in Southern Brazil, and the Federal District of Rio de Janeiro have been included.

*Southern Brazil.*

Issues of 1882 to 1901 inclusive, carried to  
the Policy Anniversaries in 1910.

Actual Deaths.		Expected Deaths.	Ratio of Actual to Expected Deaths.
Policies	568	320	178%
Amounts	\$ 3,995.000	\$ 2,068.000	193

Issues of 1902 to 1909 inclusive, carried to  
the Policy Anniversaries in 1910.

Actual Deaths.		Expected Deaths.	Ratio of Actual to Expected Deaths.
Policies	42	28	150%
Amounts	\$ 215.000	\$ 142.000	151

It is unfortunate that the mortality experience on the issues of 1882 to 1901 was prepared in such a manner that results could not be obtained to the policy anniversaries in 1912 except at an expenditure of labor which was not warranted. Judging from other data covering the whole of Brazil, the experience to the policy anniversaries of 1902 would have shown a slightly higher ratio than to the anniversaries in 1910.

The amount of data for the issues of 1902 to 1909 is small, but, taken with other statistics, there is reason to believe that the results indicate the degree of improvement in mortality among insured lives.

While the change in mortality has been satisfactory, it has not been so marked as amongst the population in general of such cities as Havana and Rio de Janeiro or in the Canal Zone. In these two cities the death rate per 1,000 is about one-half of what it was fifteen years ago, while in the Canal Zone the reduction has been greater. For reasons already stated, there could not be as great a change in the mortality among insured lives as in the death rate for the population at large, and any company which determines

its scale of premiums by comparison of the death rate in the population in the Tropics with the corresponding rate in countries in which it does business is likely to be misled.

A company commencing to do business in the Tropics cannot expect to have as favorable a mortality as one which has learned by experience the pitfalls to avoid. This leads me to repeat the statement which has already been made — that the climate and sanitary conditions are not the sole factors in determining the extra mortality in Tropical countries, as the experience among insured lives is largely affected by the method of selection at the Home Office, the standard of integrity of the insured and of the agent, and the effectiveness of the medical examiner in protecting the company against fraudulent cases.

---

## L'AMÉLIORATION DE LA MORTALITÉ DANS LES PAYS TROPICAUX

Par ARTHUR M. HUNTER, New-York.

---

L'auteur démontre l'amélioration dans les pays tropicaux, en donnant quatre exemples, à savoir :

- 1°. Les employés de la zone du canal de Panama,
- 2°. la population de la ville de Havana (Cuba),
- 3°. la population de la ville de Rio de Janeiro (Brésil), en tenant compte de certaines maladies,
- 4°. vies assurées à Cuba et au Brésil du Sud.

Il démontre que la mortalité moyenne parmi les employés blancs de la zone du Canal n'a atteint dans les dernières six années que la moitié de la mortalité, qui avait été constatée parmi les employés de la Compagnie du Canal pendant les 12 années de 1899—1901, en restant au dessous de 25 % de la mortalité des années 1881—1888. Il faut mentionner toutefois que les nombres des décès survenus dans la zone du canal ne peuvent guère être considérés isolément comme décisifs, étant donné que pendant les dernières 6 années on s'est vu obligé de renvoyer dans la patrie à la suite de maladies sérieuses, annuellement plus de 7.5 ‰ des employés

américains. Parmi ces employés renvoyés, il y a certainement de ceux qui sont très gravement malades, de sorte qu'une partie des décès survenus après le retour dans la patrie doit toujours être attribuée à l'influence du climat dans la zone du canal.

Parmi les habitants de la ville de Havana, la mortalité moyenne en ‰ de la population, s'est diminuée de 33.4 en 1899 jusqu'à 19.1 en 1911; dans la ville de Rio, le nombre des décès pendant la période quinquennale de 1891—1895 avait atteint les 38.2 ‰ et s'est réduit jusqu' à 23.1 pour le quinquennium de 1906—1910; pendant les années 1909 et 1910, la mortalité n'a été guère que de 20 ‰. La réduction a porté notamment sur les décès causés par la peste, la fièvre jaune, la malaria et ainsi de suite.

Ensuite l'auteur discute les expériences de mortalité constatées par une grande Compagnie-Vie parmi ses assurés à Cuba et au Brésil du Sud. Si l'on compare la mortalité des assurés qui ont souscrit leurs contrats pendant la dernière décade avec la mortalité des assurés acceptés avant cette époque, on arrive à une réduction de la mortalité d'à peu près 20 ‰.

Il faut tenir compte en tout cas des facteurs spéciaux qui influencent la mortalité des vies assurées, tandisqu'ils n'ont rien à faire avec la mortalité de la population générale, à savoir le niveau moral de l'assuré et de l'agent et les effets de la sélection médicale.

---

## BESSERUNG DER STERBLICHKEITSVERHÄLTNISSE IN DEN TROPENLÄNDERN

Von ARTHUR HUNTER, New-York.

---

Der Autor zeigt an 4 Beispielen die Besserung der Sterblichkeitsverhältnisse in den Tropenländern, u. zw.:

1. An den Angestellten der Kanalzone von Panama,
2. an der Bevölkerung der Stadt Havana auf Kuba,
3. an der Bevölkerung der Stadt Rio de Janeiro in Brasilien,  
unter Bedachtnahme auf bestimmte Krankheiten,
4. an versicherten Leben in Kuba und Süd-Brasilien.



Er legt dar, dass die durchschnittliche Sterblichkeit unter den weissen Angestellten der Kanalzone während der letzten 6 Jahre um die Hälfte geringer gewesen ist als jene unter den Angestellten der Kanal-Gesellschaft während der 12 Jahre 1889—1901, und nur ein Viertel geringer als jene während der 8 Jahre 1881—1888. Allerdings ist zu beachten, dass diese Sterblichkeitssätze unter den Angestellten der Kanalzone nicht ohne Einschränkung hingenommen werden können, da während der letzten 6 Jahre mehr als  $7\frac{1}{2}\%$  der amerikanischen Angestellten alljährlich wegen Krankheit in die Heimat rückbefördert wurden. Da viele von diesen heimbeförderten Angestellten lebensgefährlich krank waren, muss auch ein Teil der nach der Rückkehr in die Heimat eingetretenen Todesfälle den klimatischen Einflüssen der Kanalzone zugerechnet werden.

Unter den Einwohnern der Stadt Havana hat sich die jährliche Sterblichkeit von  $33.4\%$  im Jahre 1899 bis auf  $19.1\%$  im Jahre 1911 vermindert; in der Stadt Rio war die jährliche Sterblichkeit in der fünfjährigen Periode 1891—1895  $38.2\%$ , in der fünfjährigen Periode 1906—1910  $23.1\%$ , und in den Jahren 1909 und 1910 nur mehr  $20\%$ . Eine ausserordentliche Verminderung haben in Rio die Todesfälle infolge von Pest, gelbem Fieber und Malaria erfahren.

Weiters werden die Sterblichkeitserfahrungen einer grossen Lebensversicherungs-Gesellschaft an ihren Versicherten in Kuba und Süd-Brasilien mitgeteilt. Die Sterblichkeit unter den Versicherten, deren Polizen in den letzten zehn Jahren ausgestellt wurden, war nur ca.  $20\%$  geringer als die Sterblichkeit unter den vor diesem Dezennium beigetretenen Versicherten.

Hierbei ist auf die Faktoren aufmerksam zu machen, welche für die Sterblichkeit unter versicherten Leben in Betracht kommen, dagegen die Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung nicht beeinflussen, nämlich das moralische Niveau des Versicherten und des Agenten und die Auslese durch die ärztliche Untersuchung.

---





# THE INFLUENCE OF THE CLIMATE IN THE DUTCH INDIAN POSSESSIONS AND COLONIES ON MORTALITY.

BY

H. A. BERKHOUT, the Hague.

---

The Dutch possessions in Asia, called by the Dutch the East-Indies or poetically Insulinde, consist of the well known islands of Java and Madura, Sumatra, Borneo, Celebes, a part of New-Guinea, and a great many small islands. They are situated between  $6^{\circ}$  N. and  $11^{\circ}$  S. latitude and therefore their climate is a tropical one, like that of the Dutch colonies in America, which are situated between  $2^{\circ}$  and  $18^{\circ}$  N. latitude and which are known by the name of the Dutch West-Indies.

These colonies consist of Dutch Guiana or Surinam and the colony of Curaçao, formed by the island of Curaçao and five smaller islands.

In order to give an idea of the importance of the Dutch East-Indies, it is sufficient to mention that the population amounts to about 38.000.000; about 80.000 of these are Europeans, the greater part born in the Indies.

The number of Dutch-Indian officials, civil servants, is 5600.

The army, entirely separated from the home army, consists of about 1350 officers and 34.000 men, of whom 11.000 are Europeans.

The Dutch West-Indies are of little importance. The population of Surinam is about 85.000 excluding the negroes living in the forests, whereas the colony of Curaçao has about 55,000 inhabitants.

In both these colonies the number of civil servants and military officers, and also of country-born Europeans is small and this is the reason why not much can be said about mortality in these colonies.

Although the Dutch have been settled in the East-Indies for

more than three hundred years but little is known about their mortality in those countries during the first centuries.

It was rumoured that the climate was very unhealthy because most of the people who went there to seek their fortunes did not return to the mother-country but were buried under the palm trees after a short time.

But it was not only the climate itself which caused a premature death. A great number of the Dutch people who settled in the Indies had led a cheerful life and did not change their mode of living in the hot country.

They stuck to the European dress, dwelling and food, which did not at all agree with the climate.

Moreover they lived on the coast, which was visited by fever and they did not disdain the use of stimulants.

When they were ill, they never took refuge to the hills in order to restore their health.

As far as I know the first figures relating to mortality among Europeans in the Dutch East-Indies were published in a report on the calculations of tables to be used by the Netherland-India life assurance and annuity Company, which was founded at Batavia, the capital of the Dutch East-Indies, in 1859.

In that report are given the rates of mortality (in percentage) for:

Age	Indian military officers	THE TABLES WHICH WERE TO BE USED		
		Life assurance	Annuities	Widows' pensions
22 $\frac{1}{2}$	2.45	2.82	1.66	1.55
27 $\frac{1}{2}$	2.30	3.01	2.06	1.68
32 $\frac{1}{2}$	3.73	3.25	1.98	1.84
37 $\frac{1}{2}$	3.98	3.53	2.42	2.03
42 $\frac{1}{2}$	3.24	3.88	2.56	2.25
47 $\frac{1}{2}$	4.36	4.32	3.16	2.54

The rates of mortality among military officers seem to be deduced from the observations of  $\pm 2000$  officers, who belonged to the Indian Army from 1838 till 1858, whereas for the calculations of the tables also an allowance was made for the results of an investigation about the mortality among 2400 civil servants in the years 1838 till 1858.

Whether the officers who were killed or who had died of their wounds in battle are included in these figures is not to be found in the report, but it may be assumed because the rates of mortality are exceptionally high.

As so little was known about the mortality among the Europeans in the Dutch Indies, no one will be astonished to hear that the first important publications, based on a very accurate and extensive investigation, were received joyfully by all who felt an interest in this subject, especially by the assurance companies, operating in those distant countries.

Those publications were given by Professor Dr. P. VAN GEER of the university of Leyden and were the results of an investigation and a valuation of the widows' and orphans' Fund for officers of the Dutch Indian Army, which were instituted by order of His Excellency the Minister of the Dutch Colonies. The then published table (1) was deduced from the experience concerning those officers and is the first published mortality table of persons living in the Dutch Colonies.

It was soon followed by tables deduced from the experience concerning Dutch Indian officials, their widows and orphans, which tables were framed by Professor Dr. P. VAN GEER to be used for an investigation and a valuation of the widows' and orphans' Fund for this class of Government servants, also by order of H. E. the Minister of the Dutch Colonies.

Full information about the mortality observations is given by the Professor in the second part of the „Archief voor verzekering-wetenschap”, whereas a part of the data relating to the observations about a special class of Government servants viz. the officials who were sent to the East-Indies by the Dutch Government, were offered to the Society of Dutch Actuaries in order to make an investigation about the mortality among the persons of this group.

The Society, which had given itself much trouble to get data about the experience of assurance Companies working in the Dutch-Indies, for the drawing up of mortality tables, but whose attempts failed for want of the necessary cooperation of the principal companies, accepted with great pleasure the offer of the Professor, and it was the well known Dr. R. H. VAN DORSTEN

---

(1) In the Annals of the „Vereeniging voor Levensverzekering” 1893.

who assumed the task of working out the material, that had been put at the disposal of the Society.

The results of his work are given in the IV<sup>th</sup> part of the above mentioned „Archief”.

He has drawn up two mortality tables, one referring to the officials on active service and the other referring to the same officials but who are also observed after their retirement. It may here be noticed that the results of the investigation of Dr. VAN DORSTEN were about the same as those obtained by Professor Dr. P. VAN GEER from the data relating to the staff of officials, although the method of deducing was greatly different.

All those important investigations have brought much to light for the use of the assurance companies, but still they were not entirely satisfied because the results could not give an answer to a great many questions, concerning mortality in the Indies.

Moreover they did not forget that the observations on which the tables were based, concerned Government servants and that in all probability the mortality about lives assured in the Indies would be different.

That was the reason why they made new attempts to collect data about the experience of the Dutch companies operating in the colonies, but it was a great pity that all these efforts, which had begun with new courage failed by the want of willingness of the most important of the Companies to hand over their data for the purpose in view. It is the more to be regretted because the results of the joint work, when inserted in these papers, would certainly have drawn the attention of the experts who have made up their minds to be present at the congress, that will be held in the Dutch capital and who would have appreciated all that is done by the Dutch assurance companies in their distant colonies.

As it was not to be expected that the companies would collect their individual experience, I gladly granted the request of the Society of Dutch Actuaries to insert a report about the subject mentioned above, because I thought I should be able to throw more light upon questions relating to mortality in hot climates, since in my quality of Director of the office of Statistics at the Department of the Dutch Colonies, I have at my disposal Statistics about Dutch-Indian civil officials and military officers, and His Excellency the Minister of that Department has kindly permitted to publish them.

That office was founded as the result of the incessant attempts of Professor Dr. P. VAN GEER, who had proved that it was impossible to make a reliable valuation of the pension funds for widows and orphans of the Government civil and military officers, when there were no accurate statistics about those persons, their wives, widows and children.

At the time of the establishment of the office, on the 1<sup>st</sup> of January 1900, a beginning had already been made at the Department of Colonies to collect data relating to the year of birth, the income, the social condition, etc. of the colonial officials and officers in service on the 1<sup>st</sup> of July 1898, but afterwards these statistics were only used for the state of affairs on the 1<sup>st</sup> of January 1899.

The complete records have always been kept on cards and very searching inquiries have been made to verify all the data as far as they are given by the officials and officers themselves, so that the statistics may be considered as very trustworthy.

Although the principal task of the office is the collection of all the data which are required for the investigations and valuations of the Indian pension funds, there are also recorded on the cards other data as: the birthplace, the country where the persons are residing, etc., which data are of little or no importance for those valuations, but will now be used for the investigations under review, as will be seen afterwards.

Before giving the figures about the mortality among different groups of persons, who are living or have been living in the Indies, it must be borne in mind that in order to come to a correct comparison between rates of mortality in different climates, it would be necessary to have at one's disposal observations about persons of the same origin and the same social position.

Besides it must be considered, that by the great difference between the climate of Holland and that of its Colonies, other causes as the mode of life, the dress, dwelling and food may have an influence on the difference in mortality.

The Dutch in their East-Indies, particularly those born in the country, like strongly spiced food.

Their dress is light and in the day time of a white material. During the hours in the middle of the day they work as little as possible, and many take then a nap and nearly all a bath.

Their dwelling in general is spacious and is ventilated during the greater part of the day.



It is obvious that by these circumstances it is impossible to make a correct statement of the influence of the climate only. But there are other difficulties for a pure comparison of the mortality especially in Holland and in its Colonies with respect to the climate.

As it has already been said, the persons whose mortality is to be compared should for a pure comparison be of the same origin and social position.

But most of the Dutch people living in their Indies are descendants of Europeans, who were born in those countries or who have lived there for several years.

Even a part of them are of mixed blood.

It is evident that it is not easy to fix all those different origins, moreover if the statistics would give sufficient data, the grouping of them in different classes would lead to a small number of observations in each of the classes.

Therefore I have at first combined the observations in each group of officials, officers, and those who are retired, their wives, widows and children, and only classified those groups according to the country where the persons were born, either in Europe or in the Indies.

The statistics enabled these classifications to be made except the observations about the wives of officers living in the Indies and those about all the widows of officers, which observations could not be classified because it was not mentioned on the cards in what country those women were born.

The efforts made to get those data failed partly, especially those relating to the women who had already died.

It is to be borne in mind that the fact of being born in Europe is not a proof that a person belonging to one of the above mentioned classes is of pure blood.

There are in Holland numbers of Dutch-Indian families and it is just the sons and daughters of these families, who go to the Indies after having finished their education.

For one class of officials in the Indies it will be possible to give the results of the observations about Dutch people of pure blood as will be seen afterwards.

Now passing to the results of the investigations about the experience from 1899 till 1910, I kindly refer in the first place to the tables I, which show in quinquennial groups of ages the lives exposed to risk and the numbers of deaths of officials and officers in service and after retirement.



The figures relating to the deaths do not include the officers who were killed or who died of their wounds in battle.

In general it is not possible to draw definite conclusions from these tables, but still we may say that among the officials those who were born in the Indies have up to the age of about 50, a greater mortality than those who were born in Europe; but here it must be considered that the greater part of the officials, who were born in the Indies, do not belong to the well-salaried Government servants, and it is well known that as a rule people who are never in want of any thing live longer than others, who are deprived of many necessities.

Among the well-salaried officers those who were born in Europe have greater mortality than those who were born in the Indies, exactly the reverse of what is observed about officials.

The mortality of officials is in general greater than that of officers, especially this fact is conspicuous as the result of the observations about those who were born in the Indies.

The difference in mortality among officials in the Indies and those serving in the mother-country is obvious by the following table.

TABLE A.

Age	RATES OF MORTALITY AMONG OFFICIALS		Indian officials exposed to risk	DEATHS.	
	in the Indies	in Holland.		Actual	Expected by the experience in Holland.
13—17	1.04	0.35	675.5	7	2
18—22	0.70	0.47	6551.5	46	31
23—27	0.71	0.42	11912.5	84	50
28—32	0.68	0.34	13350.5	91	45
33—37	0.83	0.41	13448	111	55
38—42	0.95	0.53	13004	123	69
43—47	1.71	0.75	11288.5	193	85
48—52	2.40	1.11	9250	222	103
53—57	3.62	1.62	7484.5	271	121
58—62	4.06	2.38	5541.5	225	132
63—67	5.67	3.56	3776.5	214	134
68—72	8.71	5.65	2182.5	190	123
73—77	12.55	8.82	1027.5	129	91
78—82	18.35	12.54	376	70	46
83—87	20.45	18.16	132	27	24
88—92	39.13	25.54	23	9	6
Total.			100024.	2012	1117

Actual deaths to 100 expected: 180.

TABLE B.

*Among officers of the Indian Army and those of the Dutch army the difference in mortality is as follows :*

Age	RATE OF MORTALITY AMONG OFFICERS		Indian officers exposed to risk	DEATHS.	
	in the Indies	in Holland.		Actual	Expected by the experience in Holland.
18—22	0.77	0.47	909.5	7	4
23—27	0.74	0.52	3641.5	27	19
28—32	0.60	0.60	4032.5	24	24
33—37	0.52	0.71	4039	21	29
38—42	0.85	0.88	3889.5	33	34
43—47	1.05	1.14	3335	35	38
48—52	1.73	1.52	3130	54	48
53—57	2.78	2.10	2983	83	63
58—62	3.74	2.97	2403.5	90	71
63—67	4.56	4.25	1689	77	72
68—72	7.51	6.16	1012.5	76	62
73—77	12.42	8.97	491	61	44
78—82	15.98	13.06	219	35	29
83—87	20.99	19.86	81	17	16
88—92	28.57	30.77	28	8	9
93—97	50.—	54.65	2	1	1
98—100	100.—	89.—	1	1	1
Total.			31887.	650	564

Actual deaths to 100 expected: 115

For the comparison are taken the mortality tables framed for the last quinquennial valuation of the pension fund for widows and orphans of officials in Holland and that of the corresponding fund for officers of the Dutch army.

They are based on data from the years respectively 1891 to 1910 and 1879 to 1899.

The death-rates of the last table are greater than those of the former.

As I think that as a rule we may state that persons in the Indies who assure their lives are of the same social position as Indian officers and as Indian officials born in Europe, I suppose that a mortality-table, available for assurance companies, is to be obtained from the combined observations about those groups.

The results of this combination for each year are shown in table IIa.

The total number of observations is 62650.5, that of deaths 1385. The rates of mortality are very irregular and therefore had to be graduated.

For this graduation the method, used for the above mentioned last valuation of the pension fund of Dutch officials, was at first followed, which method of graduation is as follows. If  $l_x$  means the number of observations and  $d_x$  the number of deaths at the age  $x$ , at first there is to determine  $H'_{x'} = \sum_{x-2}^{x+2} dx : \sum_{x-2}^{x+2} l_x$ , and after that  $H_{x'} = \frac{1}{5} \sum_{x-2}^{x+2} H'_{x'}$ .

The rates of mortality obtained in this manner were not as uniform as was desirable and therefore another system of graduation was necessary. I then preferred the method of LANDRÉ described in his well known work, which method was also followed by Dr. R. H. VAN DORSTEN for the graduation of the rates of mortality about officials who were sent to the Indies by the Dutch Government.

As the ungraduated table shows rates which decrease to age 30 and something similar was stated by the unadjusted table of Dr. VAN DORSTEN, I used for the determination of the constant numbers  $a$  and  $b$  in the formula  $q_x = a + br^x$  the death-rates from the age of 31 till the age of 70, at which latter age the observations began to diminish considerably in number.

The then obtained rates were modified in such a way that the sum of the expected deaths was equal to the sum of the actual deaths, whilst the rates for the lower and higher ages were found by the graphic method.

On the thus graduated rates is based the mortality table which is shown in the table III<sup>a</sup>. The values of annuities, mentioned in the last column of that table are computed at 4 %. The line of mortality and also those lines for Dutch officials and Dutch officers are sketched in diagram I so that it is easy to make a general comparison.

I have formerly observed that it was possible to compare the mortality of a group of Indian officials of pure blood with a group in Holland, the persons of which have the same position as those Indian officials. That group is formed by the teachers of public education, nearly all of whom were born in Europe from European parents. Their work is the same as that of their colleagues in the

mother-country and the differences in all other circumstances are less than in other groups of officials.

The only difficulty for the comparison is the relatively small number of teachers in the Indies. In order to avoid this difficulty in some degree, I have taken the observations over a longer period namely over the years 1890 till 1910.

The observations concerning teachers in the mother-country were to be obtained only over the years 1906 till 1910, but are yet nearly from five to six times the number of observations about Indian teachers.

The following table exhibits the results of the investigation :

TABLE C.

Age	TEACHERS IN THE INDIES						TEACHERS IN HOLLAND					
	On active service			On active service and retired in 1890—1910			On active service			On active service and retired in 1906—1910		
	exposed to risk	actual deaths	rates of mortality	exposed to risk	actual deaths	rates of mortality	exposed to risk	actual deaths	rates of mortality	exposed to risk	actual deaths	rates of mortality
18—22	63.5	1	0.0157	63.5	1	0.0157	5628.5	16	0.0028	5628.5	16	0.0028
23—27	850	6	0.0071	850	6	0.0071	9292	33	0.0036	9292	33	0.0036
28—32	1769.5	7	0.0040	1772	7	0.0040	7166	13	0.0018	7171	13	0.0018
33—37	1901.5	12	0.0063	1931	12	0.0062	6223	14	0.0022	6241	15	0.0024
38—42	1896.5	9	0.0047	1939	12	0.0062	8447	29	0.0034	8499.5	30	0.0035
43—47	1495.5	14	0.0094	1568	15	0.0096	7098	30	0.0042	7160.5	34	0.0047
48—52	919	18	0.0196	1152.5	24	0.0208	4031.5	32	0.0079	4119.5	37	0.0090
53—57	437.5	10	0.0229	896	21	0.0234	3502.5	39	0.0111	3602	47	0.0130
58—62	101.5	2	0.0197	526	14	0.0266	2874.5	34	0.0118	3103	47	0.0151
63—67	21.5	2	0.0930	208	8	0.0385	955	22	0.0230	1304.5	44	0.0322
68—72				94	4	0.0426	197	5	0.0254	492	16	0.0325
73—77				52	3	0.0577	28.5	2	0.0702	94	6	0.0638
78—82				29	2	0.0690	5	1	0.2000	24.5	5	0.2041
83—87				10	5	0.5000	1.5	—	—	1.5	—	—
Total	9456	81		11091	134		55450	270		56793.5	343	

By calculating the numbers of deaths, which are to be expected among Indian teachers if the death-rates were the same as those which are deduced from the observations of the teachers in the mother-country, there will be found only 37 deaths for the teachers on active service, and for the teachers on active service and retired in the years 1890 till 1910 a total of 84, whereas the numbers of the actual deaths were respectively 81 and 134, so that to 100 expected deaths were 219 and 160 actual deaths.

These results are very unfavourable as regards the teachers in the Indies, but it has to be observed that the rates of mortality of the teachers in Holland as they are obtained from the observations over the years 1906 till 1910, are lower than those deduced from the experience about all Dutch officials, therefore it may be inferred that those years were, with a view to mortality, exceptionally favourable for the teachers in Holland.

It is a striking fact that the death-rates of the Indian teachers are relatively very high at the lower ages and since the same fact is observed relating to other classes of Indian officials and also to Indian officers, it was probably due to the greater mortality in the first years of residence in the colonies.

To ascertain this a special investigation was made concerning the officials and officers sent to the Indies by the Dutch Government during the years 1890 till 1910.

Of all those persons the day of arrival in the Indies was noted, and also all the changes in position during the first ten years of residence. In case of furlough to Europe they were excluded from observation in the year following that of departure; in this manner the deaths which occurred within a short time after leaving the Indies were reckoned as to have taken place in those colonies. In case of retirement and of resignation or dismissing, while retaining the membership of the widow-and orphan fund, they were kept in observation when they did not leave the country. On leaving the country they were observed till the year following that of departure. By losing the membership of the fund they ceased to be under observation, because it was no longer possible to get any information about them.

Regarding the officers it must be mentioned that the cases of death in battle or as a consequence of wounds in battle were not reckoned among the other cases of death, but the officers were no longer under observation, just as if they had left service with-

out retaining their membership of the widow- and orphanfund.

The results of the investigation are shown in table IV, for officials and officers separately and also for the country of birth and according to the years of their stay in the Indies. The total number of officials, who were sent out was 1852, that of officers 1608, and the numbers of deaths in the first ten years respectively 67 and 92.

As regards the persons born in Europe the mortality was greatest in the third years of residence, for the officials born in the Indies it was greatest in the fourth and sixth years of residence, for the officers, born in the Indies in the second and also in the sixth, and for all the officials and officers together, in the third year's residence.

These results do not much differ from those obtained by Mr. A. P. WINTER, from the experience of the British Empire Mutual Life insurance company, during the years 1872—1902.

Attention may be paid to the fact that the officials and officers have undergone a strict medical examination before their departure for the Indies and that without this examination the mortality among the persons sent to the Indies would have been still greater.

In table IV B the observations are also classified according to the age of their arrival in the Indies, at first — sub *a* — for the first five years and afterwards — sub *b* — for the first ten years residence.

The special features worth notice are:

- 1°. the relatively great mortality till the age of about 25;
- 2°. the greater mortality at a younger age among the officers than among the officials;
- 3°. the paucity of numbers after the age of 32.

The greater mortality on a younger age is probably for a greater part due to the relatively small number of married men, but it was not possible to prove that, because it was not known whether those who died before 1899 were married or not. I think it is probable since in general the mortality among unmarried men is greater than among married ones, and an irregular life as is often led by unmarried men, is more hurtful to health in a tropical than in a moderate climate. Another investigation has been made about the mortality of Indian officials and officers after their permanent retirement to Europe with the following results for decades:



TABLE D.

Age	PENSIONED OFFICERS			PENSIONED OFFICIALS			Total rates of mortality	RATES OF MORTALITY FROM THE EXPERIENCE AMONG		
	Exposed to risk	Actual deaths	Rates of mortality	Exposed to risk	Actual deaths	Rates of mortality		Pensioned Dutch officials	Dutch officials on service and retired.	
20—29	71	1	0.0141	2	—	—	0.0137	—	0.0042	
30—39	391	5	0.0128	130.5	3	0.0230	0.0153	0.0406	0.0041	
40—49	1812	38	0.0210	926	24	0.0259	0.0226	0.0343	0.0075	
50—59	2112	100	0.0473	3687	108	0.0293	0.0359	0.0373	0.0161	
60—69	2077.5	121	0.0582	2922	131	0.0448	0.0504	0.0473	0.0354	
70—79	1052.5	105	0.0998	918.5	94	0.1023	0.1010	0.0908	0.0880	
80—89	204	36	0.1765	121	18	0.1488	0.1662	0.1684	0.1810	
90—100	20	5	0.2500	4	2	0.5000	0.2917	0.3454	0.3700	
Total	7740	411		8711	380					

In order to render possible a comparison with the death-rates of persons who have always lived in Europe, are mentioned in the last columns the rates among Dutch officials. Here it is to be observed that Indian officers even at the age of about 40 and officials at the age of 45 may retire from active service and that retirement at a younger age is only possible in case of illness or of being invalid.

The mortality among retired officials, who were born in Europe, is greater when they remain in the Indies than when they return home. Among the retired officers the observations led to a contrary conclusion, but here it is to be observed that only a small number of officers remain in the Indies after retirement.

For the officials and officers together the results of the investigation are shown in the following table:



TABLE E.

Age	INDIAN OFFICIALS AND OFFICERS					
	RETURNED HOME.			REMAINED IN THE INDIES.		
	Exposed to risk.	Actual deaths	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths	Rates of mortality.
20—29	47	—	—	4	—	—
30—39	326	5	0.0153	62	1	0.0161
40—49	1970	53	0.0269	367.5	14	0.0381
50—59	4448	163	0.0366	1515	74	0.0488
60—69	4080.5	214	0.0524	1462	90	0.0616
70—79	1663.5	174	0.1046	515	63	0.1223
80—89	292	48	0.1644	86	21	0.2442
90—100	24	7	0.2917	—	—	—
Total	12851	664		4011.5	263	

It would also be interesting to know the mortality of the retired officials and officers during the first years after their permanent retirement to Europe, but the data are too scarce to allow any definite conclusion.

Still I will give in the following table the results of an investigation about officials and officers who have retired to Europe in the years 1899 to 1910.

TABLE F.

Age	RATES OF MORTALITY.				
	1 <sup>st</sup> Year.	2 <sup>nd</sup> Year.	3 <sup>d</sup> Year.	4 <sup>th</sup> Year.	5 <sup>th</sup> Year.
40	0.0079	0.0084	0.0182	0.0094	0.0337
45	0.0075	0.0081	0.0045	0.0198	0.0296
50	0.0133	0.0108	0.0158	0.0345	0.0202
55	0.0142	0.0215	0.0234	0.0270	0.0261
60	0.0161	0.0588	0.1163	0.0286	—
Total	0.0103	0.0174	0.0191	0.0248	0.0237

The total number of observations was 4418, the number of deaths 81.

Now passing to the results of an investigation into the mortality among *married women* and *widows* of Indian officials and officers I observe that the investigation was instituted in the same manner, as that into the mortality among men, that married women and widows were observed separately and that the observations were also classified according to the country of birth. Women who have never been in the Indies, or only a short time, shorter than one year, were excluded from the observations, the same as the native and chinese women, with whom some retired officials and officers were married.

The results of the investigation are shown in the table V, and it will be seen that it is difficult to draw definite conclusions. Still I think the following observations are suggested by an examination of the table: the death-rates of wives of Indian officials and officers born in Europe are more favourable than those of married women who were born in the Indies; among the women residing in the Indies the death-rates are lower till the age of sixty, and higher beyond that age than those of women residing in the mother-country.

The difference in mortality between wives and widows of Indian officials and officers may be concluded from the following table:

TABLE G.

Age	MARRIED WOMEN			WIDOWS.			
	Exposed to risk	Actual deaths	Rates of mortality	Exposed to risk	Actual deaths	Rates of mortality.	Expected deaths with the death-rates for married women
14—19	1643	10	0.0061	10	—	—	—
20—29	21905	130	0.0059	668	7	0.0105	4
30—39	26181.5	166	0.0063	2843	10	0.0035	18
40—49	18527.5	132	0.0071	6150.5	70	0.0114	44
50—59	9446.5	143	0.0151	8704.5	142	0.0163	131
60—69	2956.5	92	0.0311	7913	231	0.0292	246
70—79	406	22	0.0542	4291	281	0.0655	233
80—89	25.5	2	0.0784	1048.5	144	0.1373	82
90—95	—	—	—	41	11	0.2683	11
Total	81091.5	697		31669.5	896		769

Actual deaths — widows — to 100 expected: 116.

The next table gives a further idea of the mortality of Indian widows in comparison with that of widows of officials and officers in the mother-country.

TABLE H.

Age.	WIDOWS OF INDIAN OFFICIALS.			Widows of Dutch officials. Rates of mortality.	Expected deaths among Indian widows with the rates of Dutch widows.
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.		
16—29	10	—	—	—	—
20—29	473.5	7	0.0148	0.0041	2
30—39	2085	10	0.0048	0.0055	11
40—49	4509.5	50	0.0110	0.0087	39
50—59	5933	109	0.0184	0.0134	80
60—69	5741	176	0.0307	0.0311	179
70—79	3216.5	211	0.0655	0.0740	238
80—89	802	108	0.01347	0.1641	132
90—95	34	9	0.02647	0.3609	12
Total	22804.5	680			693

Actual deaths to 100 expected: 98.

TABLE I.

Age.	WIDOWS OF INDIAN OFFICERS.			Widows of Dutch officers. Rates of mortality.	Expected deaths among Indian widows with the rates of Dutch widows.
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.		
20—29	194.5	—	—	0.0066	1
30—39	758	—	—	0.0095	7
40—49	1641	20	0.0122	0.0104	17
50—59	2771.5	33	0.0118	0.0141	39
60—69	2172	55	0.0253	0.0308	67
70—79	1074.5	70	0.0651	0.0701	75
80—89	246.5	36	0.1460	0.1583	39
90—	7	2	0.2857	0.3262	2
Total	8865	216			247

Actual deaths to 100 expected: 87.

From these data it may be concluded that the mortality of the widows of Indian officials and officers is lower than that of the widows of officials and officers in the mother-country and lower still more is the mortality of the wives of such Indian Government servants.

For the combination of the results, in order to get a useful and practical life-table, it is my opinion that only the experience about wives and widows of all the officers and that about wives and widows of officials born in Europe is to be used, because the greater part of the women born in the Indies may be considered to belong to a class of persons in which life assurance is little known.

As the numbers of lives considered were at each age not very large, the death-rates were very irregular (table II <sup>b</sup>). A graduation as that which has been tried at first for the graduation of death-rates of officials and officers, did not give fair results and therefore the graphic method was adopted.

Diagram II shows the curves of the death-rates and those of the mortality for widows of officials and those of officers in the mother-country.

The adjusted values found for the probabilities of death have been used in constructing the mortality-table III <sup>b</sup> and for the calculation of the values of annuity at 4 %.

It will be useful to draw a comparison between the average figures representing the complete expectation of life for officials and officers and their wives (widows) in the Indies and in the mother-country:

TABLE 7.

Age	EXPECTATION OF LIFE					
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>e</i>	<i>f</i>
20	41.3	47.1	43.6	48.5	47.4	44.8
30	33.9	38.9	35.7	40.7	39.2	37.5
40	25.7	30.3	27.9	32.5	31.1	30.7
50	18.5	22.2	20.6	24.4	23.5	23.5
60	12.7	15.1	14.2	16.8	16.1	16.3
70	7.7	9.2	8.7	10.4	10	10.3
80	4.2	5.4	5.1	5.8	5.7	5.9

*a*. Indian officials born in Europe and Indian officers,

- b. Officials in Holland.
- c. Officers in Holland.
- d. Wives and widows of Indian officers and of officials born in Europe.
- e. Widows of officials in Holland.
- f. „ „ officers „ „

An investigation into the mortality among *children* of Indian officials and officers has also been made, separately for boys and girls of officials and of officers, and since a difference was to be expected between the death-rates of officials' children whose father was born in Europe and those whose father was born in the Indies, the observations about all those children have also been kept apart.

The results of the investigations are shown in the tables VI and VII.

From these data the following conclusions may be drawn: There is only a slight difference between the mortality among boys and girls, especially of officials born in Europe and of officers; somewhat greater differences exist between children of officials born in Europe and of officers.

The mortality of all the children is less than that of children in Europe, perhaps in consequence of the fact that children's diseases like scarlet fever, measles, etc., are little known in the Indies. Still the children of officials born in the Indies have a relatively high mortality which is due to the less favourable conditions in which most of them live and perhaps to the irrational manner of feeding in the first period of life.

In all the groups the rate of mortality shows a minimum at the age from 12 to 13.

I thought that a useful mortality table for life assurance purposes might be drawn up from the data about children of officials born in Europe and of officers, and accordingly I combined them. The number of observations was 60989; that of deaths 392. The death-rates were adjusted by the graphic method and the results of this adjustment are mentioned in the mortality table VII<sup>b</sup>, which also gives, in the last column, the death-rates for children of the French actuaries mortality table. The curve of mortality is sketched in diagram II.

The death-rates for children meet neither those of men, nor those of women and that is only natural, because the children

were born in the Indies and the men and the women for the greater part in Europe, whereas after their settling in the Indies they were exposed to the dangers of the new life in the tropics, and moreover the women who had come in the Indies were newly married.

I have not tried to make the death-rates meet, although this would not be difficult by the graphic method, because it did not seem to me to be of any practical use.

As for the mortality among persons living in the *Dutch West-Indies*, I have to remark that statistics about Government civil servants were made from the year 1904 and as the number of those officials is small the observations are also scanty.

Still I want to show the results of an investigation about the mortality during the years 1904—1910.

TABLE K.

Age.	OFFICIALS AND RETIRED OFFICIALS.						WIVES AND WIDOWS OF OFFICIALS.					
	Born in											
	Europe.			The Indies.			Europe.			The Indies.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Death rates.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Death rates.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Death rates.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Death rates.
—19	—	—	—	45	—	—	—	—	—	29	—	—
20—29	103	1	0.0097	628	6	0.0096	67	1	0.0149	650	4	0.0062
30—39	559.5	2	0.0036	1183	9	0.0076	210.5	2	0.0095	1178.5	4	0.0034
40—49	525	5	0.0095	930.5	18	0.0193	288	1	0.0035	1114.5	10	0.0090
50—59	428.5	13	0.0303	719.5	21	0.0292	186	1	0.0054	1065.5	20	0.0188
60—69	327.5	17	0.0519	357.5	24	0.0671	120	5	0.0417	682	20	0.0293
70—79	145	17	0.1172	114	13	0.1140	93	5	0.0538	287	24	0.0836
80—89	41	8	0.1951	6	2	0.3333	31	7	0.2258	92	15	0.1630
	2129.5	63		3943	93		995.5	22		5098.5	97	

From the comparison between these results and those shown in the tables I and V it may be concluded that there is not a great difference between the mortality in the West and in the East Indies.

The reader of this Paper may perhaps ask if there is any improvement to state in the rates of mortality of persons, residing in the Indies, and what conclusions may in general be drawn from the results of the investigations.



The first question may be answered by the following table.

TABLE L.

Age.	RATES OF MORTALITY.						
	Indian officers			Indian officials.		Widows of Indian officials.	
	1838-1858	1842-1891	1899-1910	1872-1891	1899-1910	1872-1891	1899-1910
25	0.0238	0.0092	0.0126	0.0079	0.0071	0.0086	0.0117
30	0.0302	139	0.0097	0.0107	0.0068	0.0165	0.0110
35	0.0386	194	0.0067	0.0142	0.0083	0.0113	0.0038
40	0.0361	181	0.0095	0.0183	0.0095	0.0120	0.0084
45	0.0380	278	0.0105	0.0231	0.0171	0.0138	0.0083
50		260	0.0173	0.0291	0.0240	0.0163	0.0167
55		329	0.0278	0.0368	0.0362	0.0211	0.0200
60		518	0.0362	0.0472	0.0406	0.0290	0.0169
65		539	0.0456	0.0631	0.0567	0.0396	0.0325
70		693	0.0751	0.0903	0.0871	0.0550	0.0524
75		1220	0.1242	0.1214	0.1255	0.0824	0.0708
80		1616	0.1598	0.1649	0.1835	0.1320	0.0953

Here it must be observed that in the numbers of the officers are included those who were killed or died after having been wounded in battle.

Although the former investigations are not based on complete and accurate data still it may be concluded from the figures in the table that an improvement in the death-rates is manifested.

The causes of this improvement are not due to the climate, considered from a meteorological point of view, but to the good results of the struggle against endemic diseases; to evacuation to healthier parts at a considerable distance from the coast; better supply of water for drinking and in general to better sanitation in other respects; more frequent stays in the mountains or in the mother-country; less use of spirits, and last not least the presence of more ladies.

#### *Conclusions.*

I think I may draw the following conclusions from my investigations.



1° The great mortality among the Dutch in their Indies during the first centuries of their settlement, was the consequence of their improper mode of living in those hot countries. By the improvement in the way of living in general the rate of mortality has considerably decreased.

2° The mortality among men is still greater than among people in the mother-country who have never been in the Indies.

3° For those who pass a great part of their lives in the Indies it would be preferable for life assurance purposes to use a special Indian mortality-table such as is shown in this Paper.

4° A stay in the Indies has a more unfavourable influence on Europeans of unmixed blood than on Europeans born in the country and educated in Europe.

5° The somewhat greater mortality among officials born in the Indies is probably due to the less favourable circumstances of life.

6° During the first years residence in the Indies the mortality is greatest in the 3<sup>rd</sup> years of the residence in the country.

7° The best age for going to the Indies is not under 25.

8° The mortality among persons who spend a great part of their life in the Indies is greater when remaining in the Indies than when retiring to Europe.

9° The mortality among widows of Indian officials and officers is greater than among their wives.

10° The mortality among women of the better classes of society is certainly not higher in the Indies than in Europe.

11° There is not a great difference between the mortality of boys and girls in the Indies, it is greatest among children of officials born in the country.

The mortality among children is a minimum from the age of 12 to 13.

12° The greatest mortality among children is found among the children of persons born in the Indies.

The mortality among children of the better classes of society is less in the Indies than in the mother-country.

13° It may be taken for granted that the mortality in the Dutch West-Indies is nearly the same as in the Dutch East-Indies

---

TABLE I.

Mortality among the civil government  
among the officers of the Dutch

Age.	OFFICIALS						OFFICERS					
	on active service.			on active service and retired in 1899—1910.			on active service.			on active service retired in 1899—1910.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.
										A. Born		
13—17	15.5	—	—	15.5	—	—	—	—	—	—	—	—
18—22	421	5	1.19	421	5	1.19	554.5	5	0.90	554.5	5	0.90
23—27	2000	11	0.55	2000	11	0.55	2166.5	18	0.83	2202.5	18	0.83
28—32	3310.5	14	0.42	3316.5	15	0.45	2272	13	0.57	2361.5	14	0.59
33—37	3915.5	27	0.69	3947.5	27	0.68	2134.5	14	0.66	2289	14	0.61
38—42	3973.5	23	0.58	4011.5	24	0.60	1976	20	1.01	2343.5	21	0.90
43—47	3356.5	30	0.89	3512.5	39	1.11	1115.5	8	0.72	1898	18	0.95
48—52	2465.5	53	2.15	2993.5	79	2.64	470.5	7	1.49	1223	14	1.14
53—57	1288.5	32	2.48	2148.5	66	3.07	98	3	3.06	604	13	2.16
58—62	484	16	3.30	1145	46	4.02	11	1	9.09	172	10	5.81
63—67	162	12	7.41	410	26	6.34	—	—	—	18	2	11.11
68—72	62	3	4.84	134	15	11.19	—	—	—	2	—	—
73—77	12.5	2	16. —	36.5	7	19.18	—	—	—	—	—	—
78—82	4	2	50. —	5	2	40. —	—	—	—	—	—	—
83—87	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
88—92	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
93—97	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
98—100	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total .	21471	230		24097	362		10798.5	89.		13668	129	
										B. Born		
13—17	660	7	1.06	660	7	1.06	—	—	—	—	—	—
18—22	6130.5	41	0.67	6130.5	41	0.67	355.5	2	0.56	355	2	0.56
23—27	9909	72	0.73	9912	73	0.74	1421	9	0.63	1433	9	0.63
28—32	10002.5	76	0.76	10024.5	76	0.76	1563	8	0.51	1644	10	0.61
33—37	9376.5	77	0.82	9425.5	82	0.87	1523	7	0.46	1627	7	0.43
38—42	8445	79	0.93	8713	91	1.04	974	5	0.51	1256	8	0.83
43—47	6269.5	109	1.74	6955.5	133	1.91	345	1	0.29	722	8	1.11
48—52	3464.5	63	1.82	4507.5	101	2.24	72.5	1	1.38	351	6	1.71
53—57	1510.5	45	2.98	2498.5	91	3.64	19.5	—	—	119	1	0.84
58—62	467	15	3.21	1138	35	3.08	1.5	—	—	36	3	8.33
63—67	167	8	4.79	437	30	6.86	—	—	—	9	—	—
68—72	53.5	5	9.35	135.5	15	11.07	—	—	—	2	—	—
73—77	8.5	1	11.76	38.5	5	12.99	—	—	—	—	—	—
78—82	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—
83—87	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
88—92	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total .	56464	598		60583	780		6275	33		7554	54	



TABLE II A.

**Mortality among Dutch Indian civil officials, born in  
Europe, and military officers.**

Age.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Age.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.
15½	0.5	—	—	56½	1228	44	3.58
16½	3	—	—	57½	1186.5	38	3.20
17½	12	—	—	58½	1139	39	3.42
18½	25	—	—	59½	1069	32	2.99
19½	64	2	3.12	60½	1002	34	3.39
20½	182.5	1	0.55	61½	930.5	49	5.27
21½	401	1	0.25	62½	856.5	38	4.44
22½	658.5	8	1.21	63½	812	42	5.17
23½	843	4	0.47	64½	762.5	37	4.85
24½	1003.5	9	0.90	65½	708	27	3.81
25½	1164.5	7	0.60	66½	636.5	28	4.40
26½	1279	8	0.62	67½	582.5	34	5.84
27½	1352.5	10	0.74	68½	535	32	5.98
28½	1421	7	0.49	69½	472	34	7.20
29½	1442.5	5	0.35	70½	425	26	6.12
30½	1466.5	10	0.68	71½	366	42	11.48
31½	1499.5	7	0.47	72½	304.5	32	10.51
32½	1525.5	10	0.65	73½	261	20	7.66
33½	1549	6	0.39	74½	230	31	13.48
34½	1576.5	6	0.38	75½	193	22	11.40
35½	1604	7	0.44	76½	173	31	17.92
36½	1640.5	16	0.97	77½	137.5	21	15.27
37½	1646.5	14	0.85	78½	116	15	12.93
38½	1650	9	0.54	79½	95	21	22.10
39½	1627.5	14	0.86	80½	72	10	13.89
40½	1610.5	11	0.68	81½	63	9	14.28
41½	1564.5	16	1.02	82½	58	15	25.86
42½	1533.5	9	0.59	83½	44	8	18.18
43½	1499.5	13	0.87	84½	36	5	13.89
44½	1450.5	18	1.24	85½	29	8	27.59
45½	1413	15	1.06	86½	23	5	21.74
46½	1367.5	17	1.24	87½	16	3	18.75
47½	1354	18	1.33	88½	14	3	21.43
48½	1340.5	32	2.37	89½	12	5	41.67
49½	1348.5	32	2.37	90½	7	1	14.28
50½	1362	23	1.69	91½	6	3	50.—
51½	1343	25	1.86	92½	3	1	33.33
52½	1332	34	2.55	93½	2	1	50.—
53½	1312	33	2.51	100	1	1	100.—
54½	1298	42	3.24				
55½	1267.5	39	3.08				
				Total.	62650.5	1385	

TABLE II<sup>B</sup>.

**Mortality among wives and widows of Dutch Indian  
civil officials and military officers.**

Age.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Age.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.
15½	0.5	—	—	56½	910	13	1.41
16½	5.5	—	—	57½	866.5	14	1.62
17½	21.5	—	—	58½	828	10	1.21
18½	84	—	—	59½	777.5	14	1.80
19½	187.5	—	—	60½	739	12	1.62
20½	305	3	0.98	61½	686	12	1.75
21½	473	4	0.84	62½	630.5	11	1.75
22½	636.5	3	0.47	63½	615.5	15	2.44
23½	782.5	3	0.38	64½	587	11	1.87
24½	891.5	4	0.45	65½	523	16	3.06
25½	990	8	0.81	66½	482	14	2.90
26½	1072.5	2	0.19	67½	446	12	2.69
27½	1122.5	4	0.36	68½	415.5	17	4.10
28½	1180.5	2	0.17	69½	370	18	4.79
29½	1201.5	4	0.33	70½	354	19	5.37
30½	1259	4	0.32	71½	320.5	13	4.06
31½	1299	6	0.46	72½	288	16	5.55
32½	1298	4	0.31	73½	270	15	5.55
33½	1309.5	10	0.76	74½	229	17	7.42
34½	1284	5	0.39	75½	198.5	13	6.56
35½	1393	7	0.54	76½	174	17	9.77
36½	1283.5	6	0.47	77½	153	9	5.88
37½	1283.5	9	0.70	78½	143	19	13.29
38½	1258.5	8	0.63	79½	111	10	9.01
39½	1229	5	0.41	80½	96	10	10.42
40½	1217.5	9	0.74	81½	82	14	17.07
41½	1167	7	0.60	82½	65	6	9.23
42½	1128	8	0.71	83½	59	9	15.25
43½	1123	8	0.71	84½	45	5	11.11
44½	1097.5	4	0.36	85½	39	7	17.95
45½	1089.5	8	0.73	86½	29	7	24.14
46½	1101.5	7	0.63	87½	23	5	21.74
47½	1105	4	0.36	88½	20	4	20.—
48½	1093.5	7	0.64	89½	12	4	33.33
49½	1080.5	7	0.65	90½	7	1	14.28
50½	1071.5	8	0.75	91½	6	1	16.67
51½	1066	10	0.94	92½	4	2	50.—
52½	1050	18	1.71	93½	2	1	50.—
53½	1010.5	8	0.79	94½	1	—	—
54½	1008	12	1.19	95½	1	1	100.—
55½	969.5	11	1.13				
Total.					50763.5	651	

TABLE IIIA.

## Dutch East Indian Mortality tables.

## M A L E S.

Age.	Probability of dying.	Living.	Dying.	Expectation of life.	Life annuity.	Age.	Probability of dying.	Living.	Dying.	Expectation of life.	Life annuity.
$x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$e_x$	$a_x$	$x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$e_x$	$a_x$
18	0.0070	100000	700	42.6	19.826	60	0.0373	57521	2146	12.7	9.832
19	0.0075	99300	745	41.9	19.717	61	0.0394	55375	2182	12.2	9.542
20	0.0077	98555	759	41.3	19.613	62	0.0417	53193	2218	11.7	9.248
21	0.0077	97796	753	40.6	19.508	63	0.0441	50975	2248	11.2	8.951
22	0.0076	97043	738	39.9	19.398	64	0.0466	48727	2271	10.6	8.651
23	0.0074	96305	713	39.2	19.280	65	0.0491	46456	2281	10.1	8.346
24	0.0072	95592	688	38.5	19.153	66	0.0517	44175	2284	9.6	8.034
25	0.0069	94904	655	37.7	19.016	67	0.0550	41891	2304	9.1	7.714
26	0.0066	94249	622	37.0	18.867	68	0.0599	39587	2371	8.6	7.389
27	0.0062	93627	580	36.2	18.705	69	0.0668	37216	2486	8.2	7.068
28	0.0059	93047	549	35.5	18.528	70	0.0740	34730	2570	7.7	6.762
29	0.0056	92498	518	34.7	18.337	71	0.0810	32160	2605	7.3	6.472
30	0.0055	91980	506	33.9	18.133	72	0.0880	29555	2601	6.9	6.192
31	0.0054	91474	494	33.1	17.916	73	0.0950	26954	2561	6.5	5.921
32	0.0055	90980	500	32.2	17.688	74	0.1030	24393	2512	6.1	5.655
33	0.0056	90480	507	31.4	17.452	75	0.1120	21881	2451	5.8	5.397
34	0.0057	89973	513	30.6	17.206	76	0.1210	19430	2351	5.4	5.149
35	0.0058	89460	519	29.8	16.952	77	0.1310	17079	2237	5.1	4.910
36	0.0060	88941	534	28.9	16.686	78	0.1410	14842	2093	4.8	4.679
37	0.0064	88407	566	28.1	16.412	79	0.1530	12749	1951	4.5	4.454
38	0.0069	87841	606	27.3	16.132	80	0.1650	10798	1782	4.2	4.241
39	0.0076	87235	663	26.5	15.847	81	0.1780	9016	1605	4.0	4.037
40	0.0085	86572	736	25.7	15.559	82	0.1920	7411	1423	3.7	3.842
41	0.0094	85836	807	24.9	15.271	83	0.2050	5988	1228	3.5	3.659
42	0.0104	85029	884	24.1	14.982	84	0.2200	4760	1047	3.3	3.478
43	0.0114	84145	959	23.4	14.694	85	0.2370	3713	880	3.1	3.304
44	0.0125	83186	1040	22.6	14.407	86	0.2530	2833	717	2.9	3.140
45	0.0136	82146	1117	21.9	14.119	87	0.2720	2116	576	2.7	2.980
46	0.0148	81029	1199	21.2	13.832	88	0.2910	1540	448	2.5	2.829
47	0.0160	79830	1277	20.5	13.546	89	0.3110	1092	340	2.4	2.683
48	0.0173	78553	1359	19.8	13.260	90	0.3330	752	250	2.2	2.542
49	0.0186	77194	1436	19.2	12.975	91	0.3570	502	179	2.0	2.402
50	0.0199	75758	1508	18.5	12.690	92	0.3820	323	123	1.9	2.267
51	0.0214	74250	1589	17.9	12.404	93	0.4120	200	82	1.7	2.128
52	0.0229	72661	1664	17.3	12.120	94	0.4440	118	52	1.6	1.988
53	0.0244	70997	1732	16.7	11.836	95	0.4820	66	32	1.4	1.836
54	0.0260	69265	1801	16.1	11.551	96	0.5250	34	18	1.2	1.688
55	0.0277	67464	1869	15.5	11.266	97	0.5960	16	10	1.1	1.521
56	0.0295	65595	1935	14.9	10.981	98	0.6390	6	4	1.0	1.445
57	0.0313	63660	1993	14.3	10.695	99	0.7300	2	1	1.0	1.262
58	0.0332	61667	2047	13.8	10.409	100	1.0000	1	1	0.5	1.000
59	0.0352	59620	2099	13.3	10.122						



TABLE III B.

## Dutch East Indian Mortality tables.

## W O M E N.

Age.	Probability of dying.	Living.	Dying.	Expectation of life.	Life annuity.	Age.	Probability of dying.	Living.	Dying.	Expectation of life.	Life annuity.
<i>x</i>	<i>q<sub>x</sub></i>	<i>l<sub>x</sub></i>	<i>d<sub>x</sub></i>	<i>e<sub>x</sub></i>	<i>a<sub>x</sub></i>	<i>x</i>	<i>q<sub>x</sub></i>	<i>l<sub>x</sub></i>	<i>d<sub>x</sub></i>	<i>e<sub>x</sub></i>	<i>a<sub>x</sub></i>
18	0.0060	100000	600	49.9	21.10	60	0.0177	74173	1313	16.8	12.07
19	0.0060	99400	596	49.2	21.03	61	0.0192	72800	1399	16.1	11.72
20	0.0059	98804	583	48.5	20.96	62	0.0209	71461	1493	15.4	11.36
21	0.0057	98221	560	47.8	20.88	63	0.0228	69968	1595	14.7	11.01
22	0.0054	97661	528	47.0	20.79	64	0.0249	68373	1703	14.1	10.65
23	0.0052	97133	505	46.3	20.70	65	0.0273	66670	1820	13.4	10.30
24	0.0050	96628	483	45.5	20.59	66	0.0299	64850	1939	12.8	9.94
25	0.0048	96145	461	44.7	20.48	67	0.0327	62911	2057	12.2	9.58
26	0.0047	95684	450	44.0	20.35	68	0.0359	60854	2185	11.6	9.23
27	0.0045	95234	429	43.2	20.22	69	0.0395	58669	2317	11.0	8.87
28	0.0044	94805	417	42.4	20.08	70	0.0433	56352	2440	10.4	8.53
29	0.0045	94388	424	41.5	19.93	71	0.0477	53912	2572	9.8	8.18
30	0.0045	93964	423	40.7	19.78	72	0.0525	51340	2695	9.3	7.84
31	0.0046	93541	431	39.9	19.62	73	0.0576	48645	2802	8.8	7.51
32	0.0047	93110	437	39.1	19.45	74	0.0631	45843	2893	8.3	7.18
33	0.0048	92673	445	38.3	19.28	75	0.0696	42950	2989	7.8	6.87
34	0.0049	92228	452	37.5	19.10	76	0.0766	39961	3061	7.4	6.56
35	0.0050	91776	459	36.6	18.92	77	0.0843	36900	3111	7.0	6.26
36	0.0051	91317	466	35.8	18.73	78	0.0910	33789	3075	6.6	5.97
37	0.0052	90851	472	35.0	18.53	79	0.1000	30714	3071	6.2	5.69
38	0.0053	90379	479	34.2	18.33	80	0.1090	27643	3013	5.8	5.42
39	0.0054	89900	485	33.4	18.12	81	0.1190	24630	2931	5.4	5.16
40	0.0055	89415	492	32.5	17.90	82	0.1290	21699	2799	5.1	4.91
41	0.0057	88923	507	31.7	17.68	83	0.1400	18900	2646	4.8	4.66
42	0.0059	88416	522	30.9	17.44	84	0.1510	16254	2455	4.5	4.43
43	0.0061	87894	536	30.1	17.20	85	0.1640	13799	2263	4.2	4.20
44	0.0063	87358	551	29.3	16.95	86	0.1780	11536	2053	3.9	3.98
45	0.0065	86807	564	28.4	16.70	87	0.1925	9483	1826	3.7	3.78
46	0.0066	86243	595	27.6	16.43	88	0.2080	7657	1592	3.4	3.58
47	0.0074	85648	634	26.8	16.16	89	0.2250	6005	1305	3.2	3.38
48	0.0078	85014	663	26.0	15.88	90	0.2430	4700	1142	2.9	3.20
49	0.0082	84351	692	25.2	15.60	91	0.2620	3558	932	2.7	3.02
50	0.0087	83659	728	24.4	15.31	92	0.2820	2626	741	2.5	2.84
51	0.0092	82931	762	23.6	15.01	93	0.3040	1885	573	2.3	2.67
52	0.0098	82169	806	22.8	14.71	94	0.3300	1312	433	2.1	2.49
53	0.0105	81363	854	22.1	14.40	95	0.3590	879	315	1.9	2.32
54	0.0112	80509	902	21.3	14.08	96	0.3900	504	220	1.7	2.14
55	0.0120	79607	955	20.5	13.76	97	0.4300	344	148	1.5	1.94
56	0.0129	78652	1015	19.8	13.43	98	0.4800	196	94	1.3	1.71
57	0.0139	77637	1079	19.0	13.10	99	0.5600	102	57	0.9	1.42
58	0.0151	76558	1156	18.3	12.76	100	1.0000	45	45	0.5	1.00
59	0.0163	75402	1229	17.5	12.41						



TABLE IV. Mortality among the civil servants and military during the year

Year of resi- dence.	BORN IN EUROPE.								
	Civil servants.			Officers.			Total.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortal
							A. According to		
1	1369	1	0.0007	992	10	0.0101	2361	11	0.004
2	1218.5	6	0.0049	933	9	0.0096	2151.5	15	0.007
3	1085.5	13	0.0120	861.5	11	0.0128	1947	24	0.012
4	968	4	0.0041	772	8	0.0104	1740	12	0.006
5	848.5	8	0.0094	683	9	0.0132	1531.5	17	0.011
6	721.5	2	0.0028	590.5	8	0.0135	1312	10	0.007
7	635	6	0.0094	494	5	0.0101	1129	11	0.009
8	572.5	3	0.0520	379	2	0.0053	951.5	5	0.005
9	524.5	4	0.0076	265	2	0.0075	789.5	6	0.007
10	486.5	5	0.0102	193	1	0.0052	679.5	6	0.008
Total .	8429.5	52	0.0061	6163	65	0.0105	14592.5	117	0.008

B. According to age  
a. during the first

Age on arrival.									
17—18	38	—	—	—	—	—	38	—	—
18—22	950	11	0.0115	1529	22	0.0144	2485	33	0.013
23—27	2375	12	0.0051	2330	18	0.0077	4705	30	0.006
28—32	1332.5	3	0.0023	382.5	7	0.0183	1715	10	0.005
33—37	485	2	0.0041	—	—	—	485	2	0.004
38—42	209	1	0.0048	—	—	—	209	1	0.004
43—47	72.5	2	0.0276	—	—	—	72.5	2	0.027
48—52	21.5	1	0.0465	—	—	—	21.5	1	0.046
Total .	5451.5	32	0.0059	4241.5	47	0.0111	9731	79	0.008

## b. during the first

17—18	63.5	—	—	—	—	—	63.5	—	—
18—22	1537	16	0.0104	2108.5	28	0.0127	3735.5	44	0.011
23—27	3594.5	18	0.0050	3395	27	0.0080	6989.5	45	0.006
28—32	2072.5	10	0.0048	509.5	10	0.0176	2642	20	0.007
33—37	717.5	2	0.0028	—	—	—	717.5	2	0.002
38—42	306.5	2	0.0065	—	—	—	306.5	2	0.006
43—47	102.5	2	0.0195	—	—	—	102.5	2	0.019
48—52	35.5	2	0.0563	—	—	—	35.5	2	0.056
Total .	8429.5	52	0.0062	6163	65	0.0105	14592.5	117	0.008

## Officers who were sent to the Dutch East-Indies

190—1910.

BORN IN THE EAST-INDIES.									Rates of mortality of all together.	Year of resi- dence.
Civil servants.			Officers.			Total.				
Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality		
Year of residence.										
94.5	1	0.0025	601	4	0.0067	995.5	5	0.0050	0.0048	1
58	2	0.0055	557	5	0.0090	915	7	0.0077	0.0072	2
16	2	0.0063	504.5	3	0.0059	820.5	5	0.0061	0.0105	3
81	2	0.0071	453	3	0.0066	734	5	0.0068	0.0069	4
49	—	—	394	2	0.0051	643	2	0.0031	0.0087	5
16.5	3	0.0139	336.5	5	0.0149	553	8	0.0145	0.0097	6
88.5	2	0.0106	281.5	3	0.0107	470	5	0.0106	0.0100	7
68.5	1	0.0059	234.5	1	0.0043	403	2	0.0050	0.0052	8
53	1	0.0065	170.5	—	—	323.5	1	0.0031	0.0063	9
40.5	1	0.0071	128.5	1	0.0078	269	2	0.0074	0.0084	10
65.5	15	0.0061	3661	27	0.0074	6126.5	42	0.0069	0.0077	

## Arrival in the East-Indies

in years residence.

										Age on arrival
16	—	—	—	—	—	16	—	—	—	17—18
93.5	4	0.0081	980.5	6	0.0061	1474	10	0.0068	0.0109	18—22
17.5	3	0.0033	1332.5	10	0.0075	2250	13	0.0058	0.0062	23—27
29.5	—	—	196.5	1	0.0051	326	1	0.0031	0.0054	28—32
36.5	—	—	—	—	—	36.5	—	—	0.0038	33—37
5	—	—	—	—	—	5	—	—	0.0047	38—42
0.5	—	—	—	—	—	0.5	—	—	0.0274	43—47
—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.0465	48—52
98.5	7	0.0044	2509.5	17	0.0068	4108	24	0.0058	0.0075	

in years residence.

										Age on arrival
17	—	—	—	—	—	17	—	—	—	17—18
91.5	5	0.0063	1386.5	11	0.0079	2178	16	0.0073	0.0101	18—22
90.5	9	0.0065	1985	14	0.0071	3375.5	23	0.0068	0.0066	23—27
88	1	0.0053	289.5	2	0.0069	477.5	3	0.0063	0.0074	28—32
68	—	—	—	—	—	68	—	—	0.0025	33—37
10	—	—	—	—	—	10	—	—	0.0063	38—42
0.5	—	—	—	—	—	0.5	—	—	0.0194	43—47
—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.0563	48—52
65.5	15	0.0061	3661	27	0.0074	6126.5	42	0.0068	0.0077	

TABLE V.

Mortality among the wives and widows of Civil  
the Dutch East India Company.

Age.	WIDOWS OF OFFICIALS RESIDING IN						WIDOWS OF OFFICIALS RESIDING IN					
	EUROPE.			THE EAST-INDIES.			EUROPE.			THE EAST-INDIES.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.
										A. Born in		
16—17	—	—	—	6.5	—	—	—	—	—	—	—	—
18—22	4	—	—	444.5	5	1.12	—	—	—	1	—	—
23—27	19	—	—	1592	10	0.63	11	—	—	16	—	—
28—32	74	—	—	2347.5	11	0.47	51.5	1	1.94	5.5	—	—
33—37	219	2	0.91	2280	17	0.75	145.5	—	—	15.5	—	—
38—42	381	3	0.79	1795	11	0.65	290.5	1	0.34	38	—	—
43—47	566.5	5	0.88	1172	4	0.34	434	2	0.46	75	—	—
48—52	742	6	0.81	822	10	1.22	615.5	7	1.14	80.5	1	1.
53—57	778	10	1.29	451.5	4	0.89	803.5	9	1.12	84.5	4	1.
58—62	509.5	11	2.16	206.5	3	1.45	812.5	11	1.35	136	3	2.
63—67	287	9	3.14	72	2	2.78	781	23	2.94	103	2	1.
68—72	145.5	7	4.81	28	2	7.14	600	31	5.17	58	2	3.
73—77	47	3	6.38	12	—	—	413	33	7.99	38.5	—	—
78—82	17.5	1	5.71	5.5	—	—	203.5	23	11.30	20.5	2	9.
83—87	2	—	—	—	—	—	67	13	19.40	15	4	20.
88—92	—	—	—	—	—	—	25	6	24.00	1	—	—
93—97	—	—	—	—	—	—	3	1	33.33	—	—	—
Total .	3792	57		11145	79		5256.5	161		688	15	
										B. Born in		
14—17	—	—	—	375.5	5	1.33	—	—	—	1.5	—	—
18—22	3.5	—	—	3894.5	27	0.69	2	—	—	47.5	2	4.
23—27	24.5	—	—	7369.5	45	0.61	13.5	—	—	215.5	3	1.
28—32	91	1	1.10	7701.5	63	0.82	51.5	—	—	439	5	1.
33—37	242	1	0.41	6948.5	42	0.60	141.5	—	—	760	4	0.
38—42	364.5	2	0.55	5832.5	52	0.89	248	2	0.81	1205.5	12	1.
43—47	483.5	5	1.03	4158.5	37	0.89	283	2	0.71	1507.5	15	1.
48—52	439	7	1.59	2693.5	33	1.23	302	3	0.99	1764	35	1.
53—57	335	4	1.19	1717.5	38	2.21	318	5	1.57	1794	45	2.
58—62	171.5	3	1.75	1053.5	31	2.94	332	5	1.51	1864.5	34	1.
63—67	88	3	3.41	507	20	3.94	293	15	5.12	1716.5	54	3.
68—72	37	3	8.11	208	12	5.77	207.5	18	8.67	1327.5	64	4.
73—77	14	—	—	68	4	5.88	144	11	7.64	958	66	6.
78—82	1	1	100.—	19	1	5.26	100	10	10.—	536	47	8.
83—87	—	—	—	5	1	20.—	33.5	8	23.88	200.5	27	13.
88—92	—	—	—	—	—	—	1	1	100.—	50	11	22.
93—94	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	—
Total .	2294.5	30		42552	411		2470.5	80		14389.5	424	

Government officials and of military officers in  
Dutch India, 1899—1910.

LIVES OF OFFICERS RESIDING IN EUROPE.			WIVES OF OFFICERS RESIDING IN THE EAST-INDIES.			WIDOWS OF OFFICERS RESIDING IN						Age.
						EUROPE.			THE EAST-INDIES.			
Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rates of mortality.	
ope.	—	—	21	—	—	—	—	—	—	—	—	16—17
—	—	—	1181.5	5	0.42	0.5	—	—	4	—	—	18—22
1	0.82	2935	10	0.34	11.5	—	—	—	14	—	—	23—27
—	—	—	3122	6	0.19	60	—	—	49.5	—	—	28—32
2	0.40	2589.5	11	0.42	184.5	—	—	—	75	—	—	33—37
5	0.76	1778.5	5	0.28	321.5	4	1.25	133.5	3	2.25	38—42	38—42
3	0.37	976	3	0.31	496	5	1.01	184.5	2	1.08	43—47	43—47
7	0.85	599.5	5	0.83	675.5	3	0.44	269	5	1.86	48—52	48—52
7	1.21	386	8	2.07	725	5	0.69	389.5	9	2.31	53—57	53—57
3	0.87	219.5	4	1.82	663.5	10	1.51	408	9	2.21	58—62	58—62
2	0.92	89.5	2	2.23	600.5	13	2.16	347.5	13	3.74	63—67	63—67
7	6.19	33.5	3	8.96	426	17	3.99	285	12	4.21	68—72	68—72
2	6.90	11	2	18.18	277	22	7.94	172	9	5.23	73—77	73—77
2	25.—	—	—	—	—	180	23	12.78	58	6	10.34	78—82
1	25.—	—	—	—	—	84	11	13.10	23	4	17.39	83—87
—	—	—	—	—	—	19	5	26.32	4	1	25.—	88—92
—	—	—	—	—	—	1	1	100.—	—	—	—	93—97
2.5	42	13942.5	64	4725.5	119	2416.5	73					

t-Indies.

Age.

—	—	14—17
—	—	18—22
—	—	23—27
2	0.80	28—32
5	1.09	33—37
5	0.72	38—42
7	0.87	43—47
6	0.82	48—52
5	0.86	53—57
5	1.39	58—62
2	1.28	63—67
2	3.08	68—72
—	—	73—77
2	50.—	78—82
—	—	83—87
—	—	88—92
—	—	93—94

TABLE VIA.

Dutch Indian Mortality experience among children whose fathers are officers of the Dutch Indian army or Indian officials born in Europe 1899-1910.

## G I R L S.

Age.	OFFICERS' CHILDREN.			OFFICIALS' CHILDREN.			TOTAL.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.
0— $\frac{1}{2}$	395	22	0.0557	470	32	0.0681	865	54	0.0624
$\frac{1}{2}$ — $1\frac{1}{2}$	802	26	0.0324	929	28	0.0301	1731	54	0.0312
$1\frac{1}{2}$ — $2\frac{1}{2}$	774	5	0.0065	923	10	0.0108	1697	15	0.0088
$2\frac{1}{2}$ — $3\frac{1}{2}$	777	3	0.0014	887	7	0.0079	1664	10	0.0060
$3\frac{1}{2}$ — $4\frac{1}{2}$	775	4	0.0052	929	1	0.0011	1704	5	0.0029
$4\frac{1}{2}$ — $5\frac{1}{2}$	753	—	—	911	4	0.0044	1664	4	0.0024
$5\frac{1}{2}$ — $6\frac{1}{2}$	739	4	0.0054	902	—	—	1641	4	0.0024
$6\frac{1}{2}$ — $7\frac{1}{2}$	710	2	0.0028	919	2	0.0022	1629	4	0.0025
$7\frac{1}{2}$ — $8\frac{1}{2}$	676	2	0.0030	886	—	—	1562	2	0.0013
$8\frac{1}{2}$ — $9\frac{1}{2}$	661	1	0.0015	877	3	0.0034	1538	4	0.0026
$9\frac{1}{2}$ — $10\frac{1}{2}$	619	—	—	830	1	0.0012	1449	1	0.0007
$10\frac{1}{2}$ — $11\frac{1}{2}$	578	3	0.0052	853	1	0.0012	1431	4	0.0028
$11\frac{1}{2}$ — $12\frac{1}{2}$	546	—	—	837	—	—	1383	—	—
$12\frac{1}{2}$ — $13\frac{1}{2}$	500	1	0.0020	831	—	—	1331	1	0.0008
$13\frac{1}{2}$ — $14\frac{1}{2}$	479	1	0.0021	820	2	0.0024	1299	3	0.0023
$14\frac{1}{2}$ — $15\frac{1}{2}$	455	1	0.0021	818	4	0.0049	1273	5	0.0039
$15\frac{1}{2}$ — $16\frac{1}{2}$	435	—	—	811	—	—	1246	—	—
$16\frac{1}{2}$ — $17\frac{1}{2}$	405	—	—	786	1	0.0013	1191	1	0.0008
$17\frac{1}{2}$ — $18\frac{1}{2}$	380	1	0.0026	763	2	0.0026	1143	3	0.0026
$18\frac{1}{2}$ — $19\frac{1}{2}$	352	—	—	718	1	0.0014	1070	1	0.0009
$19\frac{1}{2}$ — $20\frac{1}{2}$	319	1	0.0031	659	—	—	978	1	0.0010
$20\frac{1}{2}$ — $21\frac{1}{2}$	286	—	—	599	2	0.0033	885	2	0.0023
$21\frac{1}{2}$ — $22\frac{1}{2}$	258	1	0.0039	525	1	0.0019	783	2	0.0026
$22\frac{1}{2}$ —23	121	—	—	249	1	0.0040	370	1	0.0027
Total . . .	12795	78		18732	103		31527	181	

TABLE VI B.

Dutch Indian Mortality experience among children whose fathers are officers of the Dutch Indian army or Indian officials born in Europe 1899—1910.

## B O Y S.

Age.	OFFICERS' CHILDREN.			OFFICIALS' CHILDREN.			T O T A L.		
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.
0—1½	436	25	0.0573	504	36	0.0714	940	61	0.0649
1½—1½	856	24	0.0280	965	34	0.0352	1821	58	0.0319
1½—2½	871	6	0.0069	938	12	0.0128	1809	18	0.0100
2½—3½	867	4	0.0046	936	5	0.0053	1803	9	0.0050
3½—4½	859	3	0.0035	982	5	0.0051	1841	8	0.0043
4½—5½	845	4	0.0047	988	1	0.0010	1833	5	0.0027
5½—6½	806	1	0.0012	975	7	0.0072	1781	8	0.0045
6½—7½	801	—	—	963	2	0.0021	1764	2	0.0011
7½—8½	752	2	0.0027	930	4	0.0043	1682	6	0.0036
8½—9½	718	2	0.0028	894	3	0.0034	1612	5	0.0031
9½—10½	683	3	0.0044	848	—	—	1531	3	0.0020
10½—11½	626	—	—	824	1	0.0012	1450	1	0.0007
11½—12½	609	1	0.0016	837	4	0.0048	1446	5	0.0035
12½—13½	577	—	—	823	1	0.0012	1400	1	0.0007
13½—14½	529	—	—	804	2	0.0025	1333	2	0.0015
14½—15½	490	—	—	761	4	0.0053	1251	4	0.0032
15½—16½	459	4	0.0087	725	4	0.0055	1184	8	0.0068
16½—17½	427	2	0.0045	681	1	0.0015	1108	3	0.0027
17½—18½	202	1	0.0050	*) 622	1	0.0016	*) 1026	3	0.0029
18½—19½	—	—	—	558	1	0.0018	558	1	0.0018
19½—20	—	—	—	289	—	—	289	—	—
Total . . .	12413	82		16847	128		29462	211	

\* 17½—18.



TABLE VIIA.  
Dutch Indian mortality experience among children  
whose fathers are officials born in the Indies  
1899-1910.

Age.	GIRLS.			BOYS.			Total rate of mortality.
	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	Exposed to risk.	Actual deaths.	Rate of mortality.	
0-- $\frac{1}{2}$	1717	257	0.1497	1632	348	0.2132	0.1807
$\frac{1}{2}$ -- $1\frac{1}{2}$	3158	145	0.0453	3006	202	0.0671	0.0563
$1\frac{1}{2}$ -- $2\frac{1}{2}$	3034	56	0.0185	3036	70	0.0230	0.0208
$2\frac{1}{2}$ -- $3\frac{1}{2}$	2983	24	0.0080	2939	32	0.0109	0.0095
$3\frac{1}{2}$ -- $4\frac{1}{2}$	2968	18	0.0061	2895	17	0.0059	0.0060
$4\frac{1}{2}$ -- $5\frac{1}{2}$	2906	16	0.0055	2886	14	0.0049	0.0052
$5\frac{1}{2}$ -- $6\frac{1}{2}$	2858	5	0.0017	2856	11	0.0039	0.0028
$6\frac{1}{2}$ -- $7\frac{1}{2}$	2803	12	0.0043	2828	10	0.0036	0.0039
$7\frac{1}{2}$ -- $8\frac{1}{2}$	2737	4	0.0015	2751	9	0.0033	0.0024
$8\frac{1}{2}$ -- $9\frac{1}{2}$	2697	10	0.0037	2710	13	0.0048	0.0043
$9\frac{1}{2}$ -- $10\frac{1}{2}$	2691	8	0.0030	2616	8	0.0031	0.0030
$10\frac{1}{2}$ -- $11\frac{1}{2}$	2625	5	0.0019	2589	10	0.0038	0.0029
$11\frac{1}{2}$ -- $12\frac{1}{2}$	2570	6	0.0023	2498	7	0.0028	0.0026
$12\frac{1}{2}$ -- $13\frac{1}{2}$	2502	11	0.0044	2397	6	0.0025	0.0035
$13\frac{1}{2}$ -- $14\frac{1}{2}$	2402	8	0.0033	2301	8	0.0035	0.0034
$14\frac{1}{2}$ -- $15\frac{1}{2}$	2334	7	0.0030	2258	6	0.0027	0.0028
$15\frac{1}{2}$ -- $16\frac{1}{2}$	2222	11	0.0050	2181	8	0.0037	0.0043
$16\frac{1}{2}$ -- $17\frac{1}{2}$	2067	9	0.0044	2086	4	0.0019	0.0031
$17\frac{1}{2}$ -- $18\frac{1}{2}$	1888	9	0.0048	1834	6	0.0033	0.0040
$18\frac{1}{2}$ -- $19\frac{1}{2}$	1740	11	0.0063	1651	7	0.0042	0.0053
$19\frac{1}{2}$ -- $20\frac{1}{2}$	1546	10	0.0065	795	3	0.0038	0.0056
$20\frac{1}{2}$ -- $21\frac{1}{2}$	1299	4	0.0031	—	—	—	0.0031
$21\frac{1}{2}$ -- $22\frac{1}{2}$	1148	4	0.0035	—	—	—	0.0035
$22\frac{1}{2}$ -- 23	518	0	—	—	—	—	—
Total . . .	55413	650		50745	799		



TABLE VII B.

Table of Dutch Indian mortality experience among  
officials' and officers' children 1899—1910.

Age <i>x</i>	<i>l<sub>x</sub></i>	<i>d<sub>x</sub></i>	<i>q<sub>x</sub></i>	<i>q<sub>x</sub></i> (FAMT).
0	100000	4200	0.0420	0.0360
1	95800	1916	0.0200	0.0275
2	93884	939	0.0100	0.0209
3	92945	465	0.0050	0.0158
4	92480	305	0.0033	0.0119
5	92175	239	0.0026	0.0090
6	91936	212	0.0023	0.0069
7	91724	192	0.0021	0.0054
8	91532	174	0.0019	0.0044
9	91358	156	0.0017	0.0039
10	91202	146	0.0016	0.0036
11	91056	136	0.0015	0.0037
12	90920	137	0.0015	0.0039
13	90783	145	0.0016	0.0042
14	90638	163	0.0018	0.0047
15	90475	181	0.0020	0.0052
16	90294	190	0.0021	0.0057
17	90104	198	0.0022	0.0061
18	89906	207	0.0023	0.0065
19	89699	224	0.0025	0.0068
20	89475	232	0.0026	0.0069
21	89243	250	0.0028	0.0069
22	88993	285	0.0032	0.0068

## L'INFLUENCE DU CLIMAT SUR LA MORTALITÉ DANS LES INDES NÉERLANDAISES.

PAR

H. A. BERKHOUT.

---

Après une courte description des possessions et colonies néerlandaises aux Indes orientales et occidentales et une communication de ce qu'on sait sur la mortalité dans ces régions, l'auteur cite les publications importantes du Professeur de Leyde, le Dr. P. VAN GEER, et celles du Dr. R. H. VAN DORSTEN, et donne les résultats de sa propre enquête concernant la mortalité parmi les fonctionnaires civils et les officiers dans ces pays et parmi leurs femmes, veuves et enfants.

Aux effets de cette enquête il a pu se servir des données recueillies au bureau statistique du Département des colonies à la Haye depuis 1899 jusqu'à 1909 y compris, lequel bureau fut fondé spécialement sur la proposition du dit Professeur dans l'intérêt des caisses de prévoyance pour les veuves et les orphelins des fonctionnaires et des officiers ci-mentionnés.

Les résultats de l'enquête sur la mortalité parmi les employés et officiers des différents groupes (actifs, retraités, etc.) sont contenus au tableau I; il en appert que la mortalité en général est assez grande, que les fonctionnaires des Indes nés en Europe donnent jusqu'à l'âge de 50 ans des taux de mortalité plus faibles que les fonctionnaires nés aux Indes, tandis que pour les officiers des Indes, il y a lieu de constater la proportion inverse; c. à. d. la mortalité est plus grande parmi les officiers nés en Europe que parmi ceux nés aux Indes. Cette divergence s'explique probablement par le fait que la plupart des fonctionnaires civils nés aux Indes sont moins salariés.

Les tableaux *A* et *B* du rapport donnent une comparaison de la mortalité des fonctionnaires et des officiers aux Indes et dans le pays natal.

L'auteur a dressé une table de mortalité applicable aux Indes sur base des données combinées au sujet des officiers et des fonctionnaires nés en Europe (tableau III<sup>a</sup>).

Les taux de mortalité bruts ont été gradués suivant la méthode de

LANDRÉ, décrite dans son oeuvre bien connue; en outre, on a eu recours à la graduation graphique pour les âges bas et élevés.

Il faut bien admettre qu'il est extrêmement difficile de juger sur l'influence du climat aux Indes, et cela par suite des différences par rapport au pays natal dans l'habillement, la nutrition, le logement, etc.; mais même si l'on réunissait tous ces facteurs au climat, une comparaison pure présente toujours des difficultés parce que les Hollandais aux Indes, quoique nés en Europe, ne sont pas tous d'une origine purement européenne. L'auteur a comparé toutefois un groupe de fonctionnaires aux Indes, qui sont tous Européens de pur sang, c. à. d. les instituteurs de l'enseignement public d'un côté, et leurs collègues en Europe de l'autre, comparaison des plus pures, parce qu'ils ont tous la même sphère d'activité et qu'ils ne diffèrent que très peu aussi à d'autres égards. Le résultat de cette enquête (tableau *C*) a été que la mortalité parmi les instituteurs aux Indes s'élevait presque au double de celle de leurs collègues au pays natal; il y a lieu d'observer cependant que ces derniers pendant la période courte dans laquelle ils ont été observés (1906—1910) ont eu une mortalité très minime.

La mortalité relativement grande dans les jeunes années donna lieu à rechercher les taux de mortalité des fonctionnaires et des officiers pendant les premières années de leur séjour aux Indes (tableau *IV*). Le résultat fut que la plupart des décès se présentent dans la troisième année et que l'âge le plus favorable, pour aller aux Indes, n'est pas au-dessous de 25 ans.

Une enquête faite parmi les retraités, fit voir que la mortalité a été, pour les âges inférieurs à 50 ans, plus faible aux Indes que parmi les employés retraités dans le pays maternel (tableau *D*) et que les retraités aux Indes ont une chance de vie plus favorable s'ils rentrent en Europe que s'ils restent aux Indes (tableau *E*).

Comme résultat d'une enquête sur la mortalité parmi les femmes et les veuves d'employés et d'officiers indiens, l'auteur constate tout d'abord une mortalité plus grande parmi les veuves que parmi les épouses; la mortalité parmi les veuves indiennes, et d'autant plus celle parmi les épouses des fonctionnaires et des officiers indiens, est inférieure à la mortalité parmi les veuves de ces catégories de serviteurs d'Etat dans le pays maternel (tableau *II* et *G*, *H* et *I*).

Les données à propos des femmes et des veuves d'officiers

indiens ont été combinées avec celles à propos des épouses et des veuves de fonctionnaires indiens nées en Europe; les tables de mortalité construites sur cette base ont été graduées selon la méthode graphique. Toutefois, les tables usitées en Europe, pourraient servir sans difficulté également aux Indes pour les assurances de femmes.

Aux effets de comparaisons on a donné dans le tableau *Ƴ* du rapport la durée moyenne de la vie du matériel total réuni c. à. d. des officiers, des employés et de leurs femmes et veuves aux Indes comme aussi dans le pays maternel.

Une enquête sur les conditions des enfants aux Indes a montré que leur mortalité est en général très faible. Les taux de mortalité relativement les plus forts se trouvent parmi les enfants dont le père est né aux Indes; c'est peut-être la conséquence des circonstances de vie un peu moins favorables, dans lesquelles se trouvent les fonctionnaires moins salariés, et qui influencent, à partir des premières années de vie, l'état de nutrition et la santé des enfants.

Les données sur les enfants ont été réunies dans les tableaux VI et VII; la table de mortalité construite dans le dernier registre est basée sur la mortalité parmi les enfants des officiers et des fonctionnaires nés en Europe.

Les taux de mortalité sont gradués suivant un système graphique (diagramme II).

Ensuite, l'auteur publie les résultats d'une enquête sur la mortalité parmi les fonctionnaires aux *Indes occidentales*, leurs veuves et leurs orphelins (tableau A'), il en ressort que la mortalité ne diffère que très peu de celle constatée aux Indes orientales.

Enfin les taux de mortalité des fonctionnaires et des officiers indiens ainsi que de leurs veuves ont été enregistrés à des époques différentes (tableau L); ils permettent de constater une grande amélioration, pendant qu'en même temps les causes probables sont indiquées.

A la fin du rapport l'auteur résume les conclusions auxquelles les enquêtes ont donné lieu et dont les plus importantes ont été spécifiées dans le présent extrait.

---

# DER EINFLUSS DES KLIMAS IN DEN NIEDERLÄNDISCHEN BESITZUNGEN UND KOLONIEN AUF DIE STERBLICHKEIT

VON

H. A. BERKHOUT.

---

Nach einer kurzen Beschreibung der Niederländischen Besitzungen und Kolonien in Ost- und West-Indien und nach Erwähnung dessen, was bis jetzt über die dortige Sterblichkeit bekannt geworden ist, wobei unter mehr auf die interessanten Veröffentlichungen der mathematiker Professor Dr. P. VAN GEER und Dr. R. VAN DORSTEN hingewiesen wird, berichtet der Verfasser über die Ergebnisse seiner Untersuchungen in Bezug auf die Sterblichkeit unter den Beamten und Offizieren in diesen Ländern und unter deren Frauen, Witwen und Kindern.

Für seine Untersuchung durfte er die vom Statistischen Bureau des Kolonialamtes im Haag für die Jahre 1899-1909 gesammelten Daten benutzen, ein Bureau, das auf Vorschlag des im Berichte genannten Professors speciell zum Zwecke der Herstellung sicherer Grundlagen für den Witwen- und Waisenfonds der genannten Beamten und Offiziere errichtet wurde.

Die Ergebnisse der Untersuchung nach der Sterblichkeit unter den Männern verschiedener Gruppen sind in Tabelle I aufgenommen und führten zu dem Schlusse, dass die in Europa geborenen indischen Beamten bis zum Alter von 50 Jahren eine geringere Sterbenswahrscheinlichkeit haben als die in Indien geborenen, dass aber dagegen die Sterbenswahrscheinlichkeiten der in Europa geborenen indischen Offiziere grösser sind als jene der in Indien geborenen. Dieses entgegengesetzte Ergebnis ist vielleicht die Folge davon, dass der grösste Teil der in Indien geborenen Beamten geringer besoldet ist. Die Tafeln A und B des Berichtes ziehen einen Vergleich zwischen der Sterblichkeit unter den Beamten und Offizieren in Indien und im Mutterlande. Eine für Lebensversicherungen brauchbare indische Sterblichkeitstabelle glaubte der Verfasser aus den über Offiziere und in Europa geborenen Beamte kombinierten Angaben (Tabelle III<sup>a</sup>) ableiten zu können. Die rohen Sterblichkeitswahrscheinlichkeiten sind ausgeglichen nach der LANDRÉ'schen Methode, wie sie in seinem wohlbekannten Werke beschrieben ist, für niedrige und hohe

Lebensalter jedoch graphisch. Es ist zu beachten, dass der Einfluss des Klimas für Indien wegen der Verschiedenheiten der Lebensweise gegenüber dem Mutterlande (Kleidung, Ernährung, Unterkunft u. s. w.) nur sehr schwer festgestellt werden kann und dass, selbst wenn man alle diese Faktoren berücksichtigen wollte, eine reine Vergleichung noch immer grosse Schwierigkeiten bietet, weil die Holländer in Indien, auch wenn sie in Europa geboren wurden, nicht alle reiner europäischer Abstammung sind. Der Verfasser hat daher eine Gruppe indischer Beamter, die alle Vollblut-Europäer sind, nämlich die Lehrer beim öffentlichen Unterricht, hinsichtlich der Sterblichkeit mit ihren Kollegen in Europa verglichen, ein Vergleich, der auch deshalb reiner ist, weil Verschiedenheiten in dem beiderseitigen Wirkungskreis überhaupt nicht und auch in anderer Hinsicht nur in geringem Masse bestehen. Das Ergebniss dieser Untersuchung (Tabelle C) war, dass die Sterblichkeit unter den Lehrern in Indien ungefähr das Doppelte der ihrer Kollegen im Mutterlande betrug, wobei jedoch bemerkt werden muss, dass die Letzteren während des sehr kurzen Zeitraumes, in dem sie beobachtet wurden, 1906-1910, eine besonders geringe Sterblichkeit gehabt hatten.

Die relativ grosse Sterblichkeit in jüngeren Jahren gab Veranlassung nachzuforschen, wie gross die Sterblichkeit bei den nach Indien gesandten Offiziere und Beamten während der ersten Jahre der Aufenthalts war (Tabelle IV). Das Ergebnis war, dass im 3. Jahre die meisten Sterbefälle vorkamen, und dass das günstigste Lebensalter für die Verlegung des Wohnsitzes nach Indien nicht unter dem 25. Jahre liegt.

Eine nach der Sterblichkeit unter Pensionierten angestellte Untersuchung liess erkennen, dass sie für Lebensalter unter 50 Jahren kleiner war als unter den Pensionierten im Mutterland (Tabelle D), und dass indische Pensionierten eine günstigere Lebenswahrscheinlichkeit haben, wenn sie nach Europa gehen als wenn sie in Indien bleiben (Tabelle E).

Als Ergebnisse einer Untersuchung nach der Sterblichkeit unter den Frauen und Witwen indischer Beamter und Offiziere wurden im Berichte u. a. genannt: grössere Sterblichkeit unter den Witwen als unter den Ehefrauen; geringere Sterblichkeit unter den indischen Witwen und also auch unter den Ehefrauen indischer Beamten und Offiziere als unter den Witwen der gleichen Kategorien Angestellter im Mutterland (Tabelle II und G, H und I).



Die Angaben über Ehefrauen und Witwen indischer Offiziere und über die in Europa geborenen Ehefrauen und Witwen indischer Beamter sind kombiniert und die so erhaltenen Sterbenswahrscheinlichkeiten auf graphischem Wege ausgeglichen, wobei nach den ausgeglichenen Zahlen eine Sterblichkeitstabelle berechnet ist (Diagramm II und Tabelle III), obgleich ohne Bedenken für Versicherungen von Frauen in Indien die in Europa gebräuchlichen Tabellen dienen können.

Zur Vergleichung ist in Tabelle J des Berichtes die mittlere Lebensdauer der Offiziere, Beamten und ihrer Frauen und Witwen so wohl in Indien als im Mutterlande angegeben.

Eine Untersuchung nach der Sterblichkeit unter Kindern in Indien liess erkennen, dass diese im Allgemeinen gering ist, verhältnismässig am grössten unter den Kindern, deren Vater in Indien geboren ist, das dürfte eine Folge der einigermaßen weniger günstigen Lebensverhältnisse sein, in denen diese minder gut besoldeten Beamten sich befinden, und namentlich in den ersten Lebensjahren eine Folge der weniger zweckentsprechenden Ernährung der Kinder dieser Beamten. Die Angaben über die Kinder sind aufgenommen in den Tabellen VI und VII, die in der letzten Tabelle enthaltene Sterblichkeitstafel basiert auf der Beobachtung der Kinder von Offizieren und von in Europa geborenen Beamten. Die Sterbenswahrscheinlichkeiten sind auf graphischem Wege ausgeglichen (Diagramm II).

Ausserdem sind die Ergebnisse einer Untersuchung in Bezug auf die Sterblichkeit der West-indischen Beamten, ihrer Witwen und Waisen (Tabelle K) mitgeteilt, welche dartun, dass die Sterblichkeit sich wenig von der in Ost-Indien festgestellten unterscheidet.

Endlich werden noch die Sterbenswahrscheinlichkeiten indischer Offiziere und Beamte und deren Witwen während verschiedenen Zeiträume in einer Zusammenstellung (Tabelle L) angeführt; aus diesem Material ist auf eine bedeutende Verbesserung der Verhältnisse zu schliessen; die vermutlichen Ursachen hierfür sind im Berichte dargelegt. (Bekämpfung endemischer Krankheiten, sanitäre Massnahmen, Trinkwasserversorgung, Erschliessung der klimatisch günstigeren inneren Teile des Landes, etc.)

Am Schlusse des Berichtes werden die Folgerungen angegeben, zu denen die Untersuchungen geleitet haben.

---





### III.

ÉVOLUTION DE LA LÉGISLATION,  
DE L'ENSEIGNEMENT DE L'ASSURANCE  
ET DU CONTRACT D'ASSURANCE.

---

ENTWICKELUNG DER GESETZGEBUNG DES  
VERSICHERUNGSUNTERRICHTS  
UND DES VERSICHERUNGSVERTRAGS.

---

THE COURSE OF LEGISLATION, OF THE  
TEACHING OF ASSURANCE AND  
OF THE DEVELOPMENT  
OF THE CONTRACT OF ASSURANCE.



# DIE ENTWICKLUNG DER VERSICHERUNGSGESETZGEBUNG UND DES VERSICHERUNGSUNTERRICHTS IM DEUTSCHEN REICH SEIT DEM WIENER KONGRESS.

Von JOSEF KOBURGER,

Mathematiker und Prokurist des »Atlas« und Dozent für Versicherungswissenschaft  
an der Mannheimer Handelshochschule.

---

Der Wiener Kongress für Versicherungswissenschaft fiel in eine Zeit angestrengtester Tätigkeit für die Deutsche Privatversicherung: am 1. Januar 1910 sollte das Versicherungs-Vertrags-Gesetz vom 30. Mai 1908 in Kraft treten, und es galt, bis zu diesem Termin die Bedingungen der verschiedenen Versicherungszweige den Bestimmungen dieses Gesetzes anzupassen. Zu tiefgreifenden Aenderungen nötigten vor allem die zwingenden Vorschriften des Gesetzes, d.h. jene Vorschriften, die nicht oder wenigstens nicht zu Ungunsten der Versicherungsnehmer abgeändert werden dürfen; es sei hier nur erinnert an die Bestimmungen über das Mahnverfahren im Falle der Nichtzahlung von Prämien und über die Folgen von Verletzungen der Anzeigepflicht beim Vertragsabschluss und bei Gefahrerhöhung. Wohl die geringsten Aenderungen in materieller Hinsicht führte die Kodifikation des Versicherungsvertragsrechtes für die grosse Lebensversicherung herbei, da deren Bedingungen zum erheblichen Teil schon wesentlich günstiger waren, als die zwingenden Vorschriften forderten. Immerhin war auch hier eine Umänderung des gesamten Materials notwendig.

Die Ueberleitung in die neuen Verhältnisse vollzog sich rasch und ohne dass dadurch die Produktion im allgemeinen irgendwie erheblich beeinflusst worden wäre; über die Wirkung der einzelnen Bestimmungen in der Praxis lässt sich heute natürlich noch nichts Endgültiges sagen.

So ist im Deutschen Reiche, nachdem durch das Gesetz vom 12. Mai 1901 das Aufsichtsrecht und durch das Gesetz vom 30. Mai 1908 das Versicherungsvertragsrecht kodifiziert wurde, auf dem Gebiete des Versicherungswesens einheitliches Recht geschaffen, oder vielmehr nur auf dem Gebiete der Privatversicherung, da beide Gesetze der öffentlichen Versicherung eine Exemption von der Geltung ihrer Bestimmungen einräumen.

Das Versicherungsvertragsgesetz findet auf einen Teil der öffentlichen Versicherungsanstalten, nämlich auf die Zwangsanstalten überhaupt keine und auf die übrigen nur eine beschränkte Anwendung, indem für sie die zwingenden Vorschriften des Zwangscharakters entkleidet sind. Und doch gab es gerade auf dem Gebiete der öffentlichen Versicherung zum Teil recht rückständige Einrichtungen, die fortgesetzt zu Klagen der beteiligten Kreise Veranlassung boten. Diesen Klagen zu begegnen, die Einrichtung der öffentlichen Institute, wenigstens auf dem Gebiete der Feuerversicherung und der Viehversicherung, wo sie bisher allein eine Rolle spielten, der neueren Privatversicherungsgesetzgebung anzupassen, sind verschiedene bundesstaatliche Gesetze bestimmt, von denen vor allem das Preussische Gesetz betreffend die öffentlichen Feuerversicherungsanstalten vom 25. Juli 1910 hervorzuheben ist.

In diesem Gesetz ist eine Bestimmung enthalten, die auch für die Privatversicherung von grosser Bedeutung ist: § 20 schreibt vor, dass die öffentlichen Feuerversicherungsanstalten mindestens den vierten Teil ihres Vermögens in Reichs- oder Staatsschuldverschreibungen anzulegen haben. Eine ähnliche Bestimmung wird auch für die privaten Versicherungsunternehmungen geplant; ihr einziger Zweck ist die Hebung des Kurses der Staatsanleihen. Dass dieser Zweck durch eine solche Massnahme nicht erreicht werden kann, darüber sind sich nicht bloss Theoretiker und Praktiker des Versicherungswesens vollständig klar, wie aus den Verhandlungen einer eindrucksvollen Versammlung des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft erhellte, sondern auch angesehene Praktiker des Bankwesens halten die geplante Vorschrift für einen Schlag ins Wasser. Wie dem aber auch sei, auf jeden Fall würde es für die deutsche Privatversicherung und ihre Leistungen von folgenschwerer Bedeutung sein, wenn die Autorität des Staates auf die Art ihrer Kapitalanlagen einen Ein-

fluss ausüben würde, der nicht in der Natur der Sache begründet ist. Dass vor allem die Fonds der Lebensversicherung unbedingt sicher angelegt werden, ist eine für jeden Fachmann selbstverständliche Forderung, deren Erfüllung das Versicherungsaufsichtsgesetz durch äusserst detaillierte Bestimmungen gewährleistet: *wie* die Anlage erfolgt, das wird man zweckmässig den Gesellschaftsleitungen überlassen, und davon absehen müssen, dem Versicherungswesen mit einer Bindung hinsichtlich der Art der Kapitalanlagen eine Last aufzuerlegen, die kein anderer Zweig des Wirtschaftslebens zu tragen hat.

Solcher Sonderlasten beschwerten die deutsche Privatversicherung schon bisher gerade genug. Steuern und Gebühren der verschiedensten Art verteuern die Versicherung; die Deckung der wachsenden Staatsausgaben erfordert die Erschliessung immer neuer Einnahmequellen, und dabei denken manche unserer Politiker stets in erster Linie an die Heranziehung der »reichen« Versicherungsgesellschaften. Immerhin missglücken derlei Anschläge auch häufig, wie sich wieder bei der *Reichsfinanzreform* vom Jahre 1909 gezeigt hat, wo schliesslich von der Einführung einer besonderen (Reichs-) Abgabe auf die Feuerversicherungsprämien abgesehen werden musste; auch der Sonderlast, die man den Versicherungs-Aktien-Gesellschaften durch Einführung einer hohen Stempelgebühr auf langfristige Wechsel auferlegen wollte, wussten diese dadurch zu begegnen, dass sie die für den nicht eingezahlten Teil des Aktienkapitals von seiten der Aktionäre hinterlegten Wechsel nach entsprechender Statutenänderung ihren Ausstellern zurückgaben.

Die gerade bei den deutschen Verhältnissen dringend erforderliche Vereinheitlichung der Besteuerung der Versicherung scheint noch in weiter Ferne zu liegen. Von ihr allein wäre die Beseitigung der grössten Ungerechtigkeiten zu erhoffen, die nicht immer auf Uebelwollen gegenüber der Privatversicherung, sondern häufig oder wohl in der Mehrzahl der Fälle auf die tiefbedauerliche Unkenntnis vom Wesen und der Bedeutung der Privatversicherung, die in den massgebenden Kreisen herrscht, zurückzuführen sind. Ein Beispiel dafür ist die neue bayerische Steuergesetzgebung, die es beinahe zu Wege gebracht hätte, dass das grösste Rückversicherungsunternehmen der Welt seinen Geschäftssitz ausserhalb Bayerns verlegt hätte.

Auf dem Gebiete der Sozialversicherung fällt in die

Berichtsperiode vor allem das Zustandekommen der Reichsversicherungsordnung, einer Zusammenfassung der verschiedenen Gesetze über die öffentlich-rechtliche Kranken-, Unfall- und Invalidenversicherung der Arbeiter und der ihnen nahestehenden Volkskreise in einem Gesetzbuche unter einer einheitlichen Bezeichnung. Die Aenderungen, die das Gesetz bringt, sind mehr formell-organisatorischer Art, während in materieller Hinsicht nicht sehr viel Neues zu verzeichnen ist. Von einer Verschmelzung der drei Versicherungszweige und Schaffung gemeinsamer Versicherungsträger hat man abgesehen: Träger der Krankenversicherung sind nach wie vor die Krankenkassen, hinsichtlich deren man nur bestrebt war, gewisse Kautelen gegen das Entstehen und Bestehen zu kleiner, leistungsschwacher Institute zu schaffen, Träger der Unfallversicherung die Berufsgenossenschaften und Träger der Invalidenversicherung die Versicherungsanstalten.

In der Krankenversicherung hat der Kreis der versicherungspflichtigen Personen eine beträchtliche Erweiterung erfahren namentlich dadurch, dass fernerhin auch Dienstboten, Hausgewerbetreibende, Wandergewerbetreibende, ferner die unständig und die in der Landwirtschaft Beschäftigten dem Versicherungszwang unterworfen werden, weiter dadurch, dass für Betriebsbeamte und die ihnen Gleichstehenden die für die Versicherungspflicht massgebende Grenze des Jahresverdienstes von 2000 M. auf 2500 M. erhöht wird. Auch der Kreis der gegen Unfall versicherten Personen hat eine nicht unerhebliche Ausdehnung erhalten, indem eine Reihe von Betrieben neu der Unfallversicherung unterstellt werden, und indem hier die Gehaltsgrenze für Betriebsbeamte von 3000 M. auf 5000 M. erhöht wird. Dagegen ist von einer nennenswerten Ausdehnung des Kreises der Versicherten in der Invalidenversicherung abgesehen worden; der Kreis der Versicherungspflichtigen deckt sich hier jetzt nahezu vollständig mit dem Kreis der Versicherungspflichtigen in der Krankenversicherung.

Die vom Standpunkte der Versicherungstechnik bemerkenswertesten Aenderungen in materieller Hinsicht sind auf dem Gebiete der Invalidenversicherung zu verzeichnen: Die Einführung der *freiwilligen Zusatzversicherung* und der *Invalidenkinderrente* und die Schaffung einer *Hinterbliebenenversicherung*.

Die freiwillige Zusatzversicherung will den Wünschen des Mittelstandes entgegenkommen, durch freiwillige Weiterversicherung höhere Renten versichern zu können. Der naheliegende



Weg, zu höheren Renten durch Anfügung weiterer Lohnklassen zu gelangen, war aus versicherungstechnischen Gründen nicht gangbar, wenn anders man die bisherige Art der Berechnung von Leistung und Gegenleistung, insbesondere die Vernachlässigung des Beitrittsalters, beibehalten wollte; als Ersatz wird durch die freiwillige Zusatzversicherung allen versicherungspflichtigen und versicherungsberechtigten Personen die Möglichkeit geboten, durch Entrichtung von besonderen Zusatzbeiträgen zu beliebigen Zeiten eine Zusatzrente, aber lediglich zur Invalidenrente, versichern zu können. Die Entrichtung der Zusatzbeiträge erfolgt durch Einkleben von Zusatzmarken im Werte von je 1 M. in die üblichen Quittungskarten. Jede solche Zusatzmarke wird als einmalige Einzahlung zum Erwerbe einer Invalidenzusatzrente betrachtet, die sovielmals zwei Pfennig beträgt, als beim Eintritt der Invalidität Jahre seit Verwendung der Zusatzmarke (oder vielmehr seit Aufrechnung der Quittungskarte) vergangen sind. Ob diese Art der freiwilligen Zusatzversicherung besonderen Anklang finden wird, dürfte nach den bisherigen Erfahrungen mit der freiwilligen Versicherung im Rahmen der Sozialversicherung recht zweifelhaft sein.

Bei der Invalidenkinderrente handelt es sich um eine vor allem in sozial-hygienischer Hinsicht bedeutsame Erhöhung der Leistungen der Invalidenversicherung. Hat der Empfänger einer Invalidenrente Kinder unter fünfzehn Jahren, so erhöht sich die Invalidenrente für jedes Kind um ein Zehntel bis höchstens zu dem anderthalbfachen Betrage. Eine etwa erworbene Zusatzrente bleibt dabei jedoch ausser Berücksichtigung.

Die Hinterbliebenenversicherung ergänzt die Invalidenversicherung, mit der sie auch organisch verbunden ist, durch Einführung einer Witwen- und Waisenversorgung für die Kreise, die der Invalidenversicherung unterstehen. Die dazu erforderlichen Mittel werden, abgesehen vom Reichszuschuss, aufgebracht durch eine Erhöhung der Beiträge der Invalidenversicherung. Die Leistungen der Hinterbliebenenversicherung bestehen im wesentlichen in der Gewährung von Witwen- und Waisenrenten und von Witwengeld und Waisenaussteuer. Witwenrenten erhalten lediglich die dauernd erwerbsunfähigen Witwen, sofern sie nicht auf Grund einer für ihre Person bestehenden Invalidenversicherung selbst Anwartschaft auf eine Invalidenrente haben; Witwen, bei denen diese Voraussetzung zutrifft, empfangen eine einmalige Kapitalzahlung, das sogen. Witwengeld. Waisenrenten erhalten die Kinder

verstorbenen Versicherter bis zu ihrem 15. Lebensjahr: Waisen, bei deren Mutter die Voraussetzung für den Bezug des Witwengeldes gegeben ist, empfangen ausserdem bei Aufhören des Rentenbezugs, also mit dem 15. Lebensjahr, eine — Waisenaussteuer genannte — einmalige Beihilfe. Die Witwenrente beträgt drei Zehntel der Invalidenrente (abzüglich Reichszuschuss), die der Mann bezogen hat oder auf die er Anspruch gehabt hätte, wenn er im Zeitpunkt seines Todes invalide geworden wäre; dazu kommt noch ein Reichszuschuss von jährlich 50 M. für jede Rente. Das Witwengeld ist ungefähr gleich dem Jahresbetrag der Witwenrente. Die Waisenrente beträgt für die erste Waise  $\frac{3}{20}$  und für jede folgende  $\frac{1}{40}$  der Invalidenrente des Vaters (abzüglich des Reichszuschusses); dazu tritt der Reichszuschuss von jährlich 25 M. für jede Waise. Die Waisenaussteuer schliesslich beträgt ungefähr zwei Drittel der Waisenjahresrente. Auch bei der Berechnung der Hinterbliebenenbezüge bleibt eine etwa erworbene Zusatzrente des Versicherten ausser Berücksichtigung.

Die Rentenbeträge, zu denen man auf diese Weise gelangt, sind ausserordentlich gering; so bewegt sich z. B. die Witwenrente zwischen ungefähr 6 M. und 15 M. für den Monat. Dazu kommt noch, dass, wie oben bemerkt, nur die erwerbsunfähige Witwe, d.h. die Witwe, deren Erwerbsfähigkeit weniger als ein Drittel der normalen beträgt, überhaupt Witwenrente erhält.

Mag man sohin auch mit der Begründung der Reichsverordnung in der Einführung der Hinterbliebenenversicherung „an sich einen ausserordentlichen Fortschritt in der sozialen Fürsorge“ sehen, so wird man sich doch fragen müssen, ob es nicht Mittel und Wege gegeben hätte, durch einen andersartigen technischen Aufbau zu Renten zu gelangen, die mehr wären, als „lediglich eine bescheidene, für den Aufenthalt an billigen Orten allerdings wertvolle Unterstützung“.

Vielleicht hätten sich solche Mittel und Wege finden lassen, hätte die Reichsregierung bei der Ausarbeitung der technischen Unterlagen des Gesetzes die deutschen Versicherungstechniker zur Mitarbeit herangezogen, in gleicher Weise, wie sie bei anderen Fragen sich der gutachtlichen Aeusserung sachverständiger Kreise bedient hat. Man könnte einwenden, die deutschen Versicherungstechniker hätten von sich aus Reformvorschläge machen können. Das ist gewiss richtig, wahrscheinlich hätten derartige unerbetene Vorschläge aber ebenso wenig Beachtung gefunden, als dies der

Fall war mit den Vorschlägen, die bei der Behandlung des Versicherungsgesetzes für Angestellte von namhaften deutschen Versicherungstechnikern ausgearbeitet worden waren. Man ist darüber, fast ohne ein Wort ernster Kritik, zur Tagesordnung übergegangen, gewiss kein besonderer Ansporn für künftige Gelegenheiten.

Das Versicherungsgesetz für Angestellte, das gleich der Reichsversicherungsordnung noch im Jahre 1911 zu stande kam, ist nicht aus der Initiative der Regierung entstanden wie die anderen Sozialversicherungsgesetze; es verdankt seine Entstehung zweifellos nur dem Drängen der beteiligten Kreise, die es verstanden, alle politischen Parteien für ihre Sache zu gewinnen und durch diese auf die Regierung einen Druck auszuüben, dem letztere schliesslich nachgeben musste. Man kann das Sträuben der Regierung recht gut verstehen, wenn man sich vergegenwärtigt, dass es sich hier um eine Ausdehnung des Versicherungszwanges auf Kreise handelt, bei denen ein solcher Zwang gewiss nicht angebracht ist. Es würde aber zu weit führen, die prinzipiellen Fragen, die sich hier aufwerfen lassen, im einzelnen zu erörtern, und es würde bei der gegebenen Sachlage ohne Wert sein; politische Erwägungen haben über die wirtschaftlichen und sozialen Bedenken gesiegt, und das Gesetz ist in einem bedauerlich überstürzten Verfahren, dessen Uebereilung lediglich der Nähe der Reichstagswahl zuzuschreiben war, zu stande gekommen.

Das Gesetz sieht den Versicherungszwang vor für alle männlichen und weiblichen Angestellten, die gegen Entgelt im Jahresbetrage von höchstens 5000 M. beschäftigt werden, das 16. Lebensjahr vollendet und beim Eintritt in die versicherungspflichtige Beschäftigung das Alter von 60 Jahren noch nicht vollendet haben; unter Angestellten sind dabei im wesentlichen jene Personen verstanden, die man als Privatbeamte bezeichnet, mit Ausnahme derer, die mit niederen oder lediglich mechanischen Dienstleistungen befasst sind. Träger der Versicherung wird eine zu errichtende besondere „Reichsversicherungsanstalt für Angestellte“, der grundsätzlich alle Versicherungspflichtigen beitreten müssen. Die gesamten Kosten der Versicherung, einschliesslich der Verwaltungskosten, sind von den Versicherten und deren Arbeitgebern, und zwar je zur Hälfte zu tragen; ein Reichszuschuss kommt also nicht in Frage.

Zum Zwecke der Beitragsbemessung und der Berechnung der Versicherungsleistungen sind 9 Gehaltsklassen gebildet;

die 1.	umfasst die Jahreseinkommen.....	bis zu	550 M.,
„ 2.	die Jahreseinkommen von mehr als	550 „ „	850 „
„ 3. „	„ „ „ „	850 „ „	1150 „
„ 4. „	„ „ „ „	1150 „ „	1500 „
„ 5. „	„ „ „ „	1500 „ „	2000 „
„ 6. „	„ „ „ „	2000 „ „	2500 „
„ 7. „	„ „ „ „	2500 „ „	3000 „
„ 8. „	„ „ „ „	3000 „ „	4000 „
und „ 9. „	„ „ „ „	4000 „ „	5000 „

Die Beiträge sind nach dem Prämiendurchschnittsverfahren für alle Versicherten der nämlichen Gehaltsklasse gleich hoch bemessen. Sie betragen in den einzelnen Gehaltsklassen der Reihe nach monatlich 1,60, bzw. 3,20, bzw. 4,80, bzw. 6,80, bzw. 9,60, bzw. 13,20, bzw. 16,20, bzw. 20,00, bzw. 26,60 M., d. i. 5,49 bis 8,00 % des Mindesteinkommens jeder Gehaltsklasse, und zwar »bis auf weiteres«; zu ihrer Nachprüfung hat die Reichsversicherungsanstalt in fünfjährigen Zeitabschnitten, erstmalig für den 31. Dezember 1919, eine versicherungstechnische Bilanz aufzustellen.

Die Leistungen der Angestelltenversicherung bestehen im wesentlichen in der Gewährung von Ruhegeld und von Hinterbliebenenrenten. Ruhegeld erhält, wer nach Ablauf der Wartezeit berufsunfähig geworden ist oder das Alter von 65 Jahren vollendet hat. Die Wartezeit währt für männliche Versicherte zehn Jahre und für weibliche Versicherte fünf Jahre. Das Ruhegeld richtet sich nach der Zahl und Höhe der entrichteten Monatsbeiträge. Es beträgt ein Viertel der in den ersten 120 Beitragsmonaten und ein Achtel der in den folgenden Beitragsmonaten entrichteten Beiträge; bei weiblichen Versicherten, die zwischen dem 5. und 10. Versicherungsjahr invalide werden, beläuft sich das Ruhegeld auf ein Viertel der in den ersten 60 Beitragsmonaten entrichteten Beiträge.

Die Hinterbliebenenrenten umfassen Witwen- und Waisenrenten, die Wartezeit beträgt ebenfalls 10 Jahre, nur für die ersten 5 Jahre nach Inkrafttreten des Gesetzes ist eine Wartezeit von nur 5 Jahren vorgesehen. Die Witwenrente erhält die Witwe nach dem Tode ihres versicherten Mannes; sie beträgt  $\frac{2}{5}$  des Ruhegeldes, das der Verstorbene zur Zeit seines Todes bezogen hat oder bezogen hätte, wenn er zur Zeit seines Todes berufsunfähig geworden wäre, und wird gezahlt bis zum Tode bzw. bis zur

Wiederverheiratung, in welchem letzteren Falle eine Abfindung mit dem dreifachen Betrage der Jahresrente erfolgt. Die Waisenrenten werden gezahlt vom Tode des versicherten Vaters ab (bzw. bei vaterlosen, auch unehelichen Kindern vom Tode der versicherten Mutter ab) bis zur Vollendung des 18. Lebensjahres; jede Waise erhält ein Fünftel, jede Doppelwaise ein Drittel der Witwenrente. Insgesamt dürfen die Leistungen an die Hinterbliebenen nicht mehr betragen als das Ruhegeld, das der Versicherte zur Zeit seines Todes bezogen hat oder im Falle der Berufsunfähigkeit bezogen hätte.

Angestellte, die gleichzeitig nach der Reichsversicherungsordnung invalidenversicherungspflichtig sind und die Anwartschaft aus der Invalidenversicherung aufrecht erhalten, haben neben den Renten aus der Angestelltenversicherung auch Anspruch auf die Renten der Invalidenversicherung.

Grundsätzlich ist die Reichsversicherungsanstalt Monopolanstalt, wenn auch bis zum Tage der Annahme des Gesetzes errichtete Pensionskassen unter gewissen recht weitgehenden Voraussetzungen als Ersatzkassen und bis zum gleichen Tage abgeschlossene Lebensversicherungen als Ersatzversicherungen zugelassen sind.

Mit der Annahme des Gesetzes in dieser Form hat sich der Reichstag nahezu vollständig über alle Bedenken hinweggesetzt, die von sachverständiger Seite gegen den technischen Aufbau und die Art der Durchführung der Angestelltenversicherung erhoben worden waren. Aus freien Stücken hatten sich bald nach Veröffentlichung der Reichstagsvorlage zahlreiche wirtschaftliche Verbände in einer »Arbeitszentrale für die Privatbeamtenversicherung« zusammengetan, die durch namhafte Theoretiker und Praktiker des Versicherungswesens wohlbegründete Vorschläge zu einer Durchführung der Angestelltenversicherung auf anderer Grundlage ausarbeiten liess. In wertvollen Untersuchungen, die in zwei Denkschriften niedergelegt sind, wurde hier gezeigt, dass das Problem der Angestelltenversicherung auf andere Weise als von der Regierung vorgeschlagen, besser und billiger zu lösen sei, entweder auf dem Wege eines Ausbaues der Invalidenversicherung nach der Reichsversicherungsordnung oder in der Richtung der Uebertragung der Angestelltenversicherung auf eine Vielheit von deutschen Lebensversicherungsgesellschaften.

Wenn auch die so geleistete Arbeit zweifellos dauernden Wert haben und gewiss überall ernste Beachtung finden wird, wo man sich mit dem Problem der Angestelltenversicherung zu beschäftigen



hat, ihr nächstliegender Zweck wurde nicht erreicht; in fast beleidigender Weise gingen Parteien und Regierung, wie bereits oben bemerkt, über alle neuen Vorschläge, über alle Bedenken der namhaftesten Versicherungstechniker hinweg, und diese müssen sich zunächst mit dem Bewusstsein erfüllter Pflicht trösten, bis einstens die Erfahrungen der Reichsversicherungsanstalt erweisen werden, wie recht die Kritiker des Regierungsentwurfes hatten, und wie verfehlt es für den Reichstag war, die Einwendungen der privaten Versicherungstechniker unbeachtet zu lassen und lediglich den Versicherungen der Regierungstechniker zu folgen.

Gleichzeitig mit der Angestelltenversicherung fand im Reichstage noch ein Gesetz Annahme, das schon seit Jahren geplant, dessen Verabschiedung sich aber immer und immer wieder verzögert hatte, das *Hilfsskassengesetz*, das im wesentlichen bestimmt ist, die vielfachen Missstände, die sich auf dem Gebiete des Hilfsskassenwesens in der Krankenversicherung im Laufe der Jahre herausgestellt hatten, dadurch zu beseitigen, dass für die Hilfskassen künftighin die Bestimmungen des Versicherungs-Aufsichtsgesetzes Anwendung finden, also bei ihnen insbesondere auch eine Beaufsichtigung in materieller Hinsicht Platz greift. Es ist zu hoffen, dass das Gesetz die gewünschten Wirkungen haben wird, damit der Ausbeutung vor allem der kleinen Leute durch Schwindelkrankenkassen, die sich besonders gerne die Namen alter angesehener Lebensversicherungsgesellschaften beileigten, künftighin Schranken gesetzt sind.

Alles in allem genommen ist zweifellos in der Berichtsperiode auf dem Gebiete der Sozialversicherungsgesetzgebung ein reiches Stück Arbeit geleistet worden, wenn auch die Ergebnisse dieser Arbeit vielfach den Versicherungskundigen, insbesondere den Versicherungstechniker, nichts weniger als befriedigen. Das hängt nicht zuletzt zusammen mit der merkwürdigen Anschauung, die man vielerorts, vor allem in den Parlamenten, von Versicherungswesen, von der Versicherungswissenschaft und insbesondere von der Versicherungstechnik hat, und wovon ja schon oben einmal die Rede war. In allen möglichen Fragen wendet man sich an Sachverständige; nur auf dem Gebiete des Versicherungswesens wähnt jeder Beamter, jeder Richter, jedes Vorstandsmitglied einer Berufsvereinigung und vor allem jeder Parlamentarier selbst Sachverständiger zu sein, wie erst wieder die Erfahrungen bei der Gesetzwerdung des Angestelltenversicherungsgesetzes gezeigt haben.

Vielleicht ist's nur ein frommer Wunsch, aber es ist doch zu hoffen, dass sich das einmal ändern wird, wenn die vielfachen Bestrebungen zur Hebung der Kenntnisse vom Versicherungswesen, seinen Grundlagen und seinen Einrichtungen, die man sich gegenwärtig im Deutschen Reiche allerorten so sehr angelegen sein lässt, die erwarteten Früchte tragen.

Wenn auch nicht alle alles lernen können: der Versicherungsunterricht muss sich auf alle Kreise erstrecken, und es ist überaus erfreulich, dass man heute im Deutschen Reiche das Problem dieses Unterrichts gleichzeitig von allen Seiten in Angriff nimmt 1); nur so kann das hohe Ziel erreicht werden, eine andere Wertung des Versicherungswesens herbeizuführen.

Dass unsere ältesten Hochschulen, die Universitäten, dem Versicherungswesen mehr und mehr ihr Interesse zuwenden, nachdem es so lange vernachlässigt worden war, liegt vielleicht mehr in der neuzeitlichen Entwicklung des Universitätsunterrichtes überhaupt. Vor allem ist es die Sozialversicherung, die hier aus dem Bedürfnis der künftigen Verwaltungsbeamten heraus behandelt wird; auch bei der Heranbildung der Aerzte findet allmählich die Sozialversicherungsmedizin die ihr gebührende Beachtung, während die Medizin der Privatversicherung leider immer noch nicht in besonderen Vorlesungen behandelt wird. Auf dem Gebiete des Privatversicherungswesens versagt eben eine Anzahl unserer Universitäten immer noch vollkommen, abgesehen vielleicht von der Versicherungsmathematik, die hier und da gelesen wird. Eine neue Entwicklung scheint sich hier anzubahnen durch die Errichtung von weiteren Versicherungsseminarien, nachdem lange Jahre nur ein einziges, das Göttinger, bestanden hatte. Im Jahre 1908 folgte das Freiburger und im Jahre 1911 je ein Seminar für Versicherungswissenschaft an jeder der drei bayerischen Universitäten.

Ob diese Art der Entwicklung freilich besonders begrüßenswert ist, das ist eine andere Frage. Warscheinlich werden die Versicherungsseminarien nur von solchen Studierenden besucht werden, die später im Versicherungswesen ihr Unterkommen finden wollen, während die Allgemeinheit der Studierenden aus der Neueinrichtung wenig Nutzen ziehen wird. Gewiss braucht das Versicherungswesen

---

1) Vgl. Professor Dr. Alfred Manes: »Zur neueren Entwicklung des Versicherungsunterrichts in Deutschland« im 33. Band des Assekuranz-Jahrbuchs. Wien 1912.



akademisch gebildete Beamte für leitende Stellungen, aber doch immer nur in beschränkter Anzahl; die förmliche »Züchtung« von Versicherungsspezialisten liegt zweifellos weder im Interesse der Allgemeinheit, noch des Versicherungswesens, für das es von viel grösserer Wichtigkeit ist, wenn viele Studenten in kurzen Vorlesungen über das Wichtigste aus der Versicherungslehre Unterweisung erhalten.

Dieses Ziel haben sich die deutschen Handelshochschulen gesteckt, deren jüngste, die in der Berichtszeit ins Leben getretene Münchener, das Versicherungswesen ebenfalls in ihren Lehrplan aufgenommen hat. Freilich ist auch hier noch manches zu bessern, insbesondere bedarf es vielfach einer grösseren Berücksichtigung der Versicherungswesens in den Prüfungsordnungen; nur dadurch, dass das Versicherungswesen obligatorischer Prüfungsgegenstand wird, lässt sich erreichen, dass wirklich alle Studierenden sich mit dem Versicherungswesen beschäftigen, nicht bloss jene, die bereits in der Versicherungspraxis waren oder sich ihr zuzuwenden beabsichtigen.

Die technischen Hochschulen haben bisher nur die Sozialversicherung, in einem Falle (Dresden) auch die Versicherungsmathematik berücksichtigt. Erst in neuerer Zeit ist die Aachener technische Hochschule dazu übergegangen, Kurse für Feuerversicherungstechniker einzurichten; die für die Heranbildung dieser Spezialisten bestimmten Vorlesungen und Uebungen aus dem Gebiete des gesamten Versicherungswesens, insbesondere aber der Feuerversicherung, sind auch den übrigen Studierenden zugänglich, und es ist zu hoffen und zu wünschen, dass die künftigen Ingenieure und Architekten die ihnen so gebotene Gelegenheit benützen, sich Kenntnisse aus dem Gebiete des Versicherungswesens, insbesondere aus dem Gebiete der Feuerversicherung, anzueignen. Ueber die Erfolge der neuen Einrichtung, vor allem in der letzteren Richtung, ist bisher noch nichts bekannt geworden.

Von besonderer Bedeutung für die Ausbreitung der Kenntnisse vom Versicherungswesen können die neueren Bestrebungen zur Einführung des bürgerkundlichen Unterrichtes in Mittel- und Volksschulen werden. Hier bietet sich Gelegenheit, wirklich in alle Kreise zu dringen; der jugendliche Geist ist besonders aufnahmefähig, und wer die Jugend hat, hat die Zukunft. Es wird nicht nötig sein, ebenso wie es auch nicht angebracht und nicht möglich wäre, im Rahmen des bürgerkundlichen Unterrichtes ein-

gehend vom Versicherungswesen zu sprechen. Aber die Grundbegriffe der Versicherungswirtschaft müssen hier behandelt werden und daneben müssen die Einrichtungen der Sozialversicherung und die wichtigsten Zweige der Privatversicherung nach Zweck und Bedeutung kurz gewürdigt werden. Wollte man nur die Sozialversicherung berücksichtigen, worauf die bisherigen Erfahrungen hinzudeuten scheinen, so wäre das zweifellos durchaus verfehlt.

Wenn diese Forderungen freilich erfüllt werden sollen, ist es notwendig, dass die künftigen Lehrer der Bürgerkunde in den Lehrerbildungsanstalten und, soweit akademisch gebildete Lehrer in Frage kommen, auf den Universitäten entsprechende Unterweisung im Versicherungswesen erhalten.

Auch die Lehrbücher für die verschiedenen Schulgattungen müssen unbedingt das Versicherungswesen berücksichtigen, genau so gut, wie sie andere wichtige Erscheinungen des Wirtschaftslebens in den Kreis ihrer Betrachtungen ziehen. Dem Mangel an geeigneten Lesestücken abzuhelpen war ein dankenswertes Preisausschreiben des deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft bestimmt, das recht gute Erfolge zeitigte.

Neben der Behandlung im Rahmen eines geordneten Studienganges bedarf das Versicherungswesen aber auch der Berücksichtigung in den Fortbildungskursen, wie sie in neuerer Zeit für die verschiedenen Berufskategorien, insbesondere für Staatsbeamte, eingerichtet werden. In den Kursen der Berliner und Kölner Vereinigung für staatswissenschaftliche Fortbildung werden seit Jahren auch Vorträge aus dem Gebiete des Versicherungswesens gehalten, und für die Unterweisung der Aerzte in Versicherungsfragen ist in den ärztlichen Fortbildungskursen Vorsorge getroffen; es sei hier nur hervorgehoben der Vortragszyklus, der von dem Zentralkomitee für das ärztliche Fortbildungswesen in Verbindung mit dem Seminar für soziale Medizin im Frühjahr 1909 in Berlin veranstaltet wurde, und an dem auch mehrere Mitglieder des Reichsversicherungsamtes als Dozenten beteiligt waren.

Besonders erfreulich wäre es, wenn sich zu derartigen Vorträgen mehr wie bisher erfahrene Praktiker der Privatversicherung bereit finden würden; dass solche Vorträge von Praktikern besonderem Interesse begegnen, wie sie auch zweifellos besonders geeignet sind, bestehende Irrtümer zu zerstreuen, haben die Vorträge gezeigt, die ein Vorstandsmitglied der Berliner »Victoria« sowohl in Berlin wie in Dresden unter

ausserordentlich grosser Beteiligung vor Richtern und Rechtsanwälten gehalten hat.

Bei der Verbreitung von Kenntnissen aus dem Gebiete des Versicherungswesens dürfen selbstverständlich die Kreise nicht ausser Betracht bleiben, deren Haupt- oder Nebenberuf das Versicherungswesen ist, mag es sich nun handeln um die Beamten der Sozialversicherung oder um die Beamten im Innen- und Aussendienst der Privatversicherung. Gerade diesem Gebiete hat man in der Berichtsperiode im deutschen Reiche besonderes Augenmerk zugewandt aus der richtigen, freilich leider nicht von allen Praktikern geteilten Erkenntnis heraus, dass ein Beamter um so besseres zu leisten vermag, je unterrichteter er ist; wer nur das kennt, was er gerade zu bearbeiten hat, ohne etwas von dem Zusammenhängen des Betriebes, von Ziel und Bedeutung seiner Arbeit im Rahmen des Ganzen zu wissen, wird auch das Wenige, das ihm obliegt, nur unbefriedigend leisten.

Vor allem hat man erkannt, dass die Lehrlinge in den Versicherungsbetrieben, die bei der heute üblichen Arbeitsteilung in der Regel nur ganz einseitig ausgebildet werden, einer ergänzenden Ausbildung bedürfen, und zu diesem Zwecke im Fortbildungsschulunterricht spezielle Fachklassen für Versicherungslehrlinge einzurichten begonnen. Besondere Verdienste auf diesem Gebiete kommen dem »Bund der Versicherungsvertreter« zu, dessen Initiative die Einrichtung solcher Fachklassen in Halle wie auch die Einberufung einer grossen Versammlung zur Erörterung der Frage der Fortbildungsschulpflicht der jüngeren Beamten des Versicherungswesens, die Anfangs des Vorjahres in Berlin stattfand, zu verdanken ist. Dass man auch ohne Hilfe der Gesetzgebung zu einem Fortbildungsschulzwang gelangen kann, hat ebenfalls Halle gezeigt, wo eine entsprechende Bestimmung in die Lehrverträge aufgenommen wurde. Lehrlingsfachschulen wie in Halle finden sich auch in anderen deutschen Städten, so in Karlsruhe, und vielerorts dürften derartige Schulen in allernächster Zeit zur Entstehung gelangen.

Eine besondere Schwierigkeit für die Einrichtung der Lehrlingsfachschulen mochte bisher das Fehlen geeigneter Lehrbücher bilden; dem scheint nun dadurch abgeholfen zu werden, wenigstens so weit der Unterricht für Feuerversicherungslehrlinge in Betracht kommt, dass verschiedene Lehrer der Hannoverschen Fachschule für Feuerversicherungslehrlinge auf Grund ihrer Erfahrungen be-

sondere Leitfäden der einzelnen Disziplinen bearbeiten, die in rascher Folge in der Sammlung von »Abhandlungen aus dem Gebiete der Feuerversicherungswissenschaft« (Hannover, bei Carl Brandes) erscheinen. Die Beifügung von Lösungsheften zu den Aufgabesammlungen macht die Bücher auch zum Selbststudium geeignet. Es ist nur zu wünschen, dass auch für die anderen Versicherungszweige recht bald ähnliche Hilfsmittel für den Unterricht geschaffen werden.

Die Weiterbildung vor allem von befähigten jüngeren Feuerversicherungsbeamten in Kursen von je zehnwöchiger Dauer hat sich das Lehrinstitut für Feuerversicherungstechnik in Hannover zur Aufgabe gestellt, das im Jahre 1910 ins Leben gerufen wurde und bei grosser Beteiligung schon mehrere Kurse abgehalten hat.

Regem Interesse in den Kreisen der Lebensversicherungsbeamten begegnete der ausgedehnte Vortragszyklus über Lebensversicherungstechnik unter besonderer Berücksichtigung der Praxis, den Altenburger in der ersten Hälfte des Vorjahres in Berlin hielt. Es wäre bedauerlich, wenn sich nun, da Altenburger leider wieder Berlin verlassen, kein anderer Fachmann fände, um ähnliche Kurse, für die zweifellos ein Bedürfnis besteht, in mindestens zweijährigen Zwischenräumen zu veranstalten.

In neuerer Zeit lässt man sich auch auf seiten der beteiligten Verwaltungen die Weiterbildung der Beamten der Sozialversicherung angelegen sein; so hat die Freie Vereinigung im Rheinlande tätiger berufsgenossenschaftlicher Verwaltungen seit 1909 alljährlich Fortbildungskurse für berufsgenossenschaftliche Beamte und sonstige in der sozialen Unfall-Versicherung berufstätige Personen abhalten lassen. Es ist dringend zu wünschen, dass ähnliche Einrichtungen auch anderweitig geschaffen werden, vor allem auch im Hinblick auf die vielen Neuerungen, die in der Sozialversicherungsgesetzgebung, wie einleitend dargelegt, gerade in der letzten Zeit zu verzeichnen sind.

Diese kurze Betrachtung der Fortschritte auf dem Gebiete des Versicherungsunterrichtes wäre unvollständig, würde dabei nicht auch der vielfachen Bestrebungen der Privatversicherungsbeamtenvereine gedacht, durch Veranstaltung von Einzelvorträgen aus allen Gebieten des Versicherungswesens ihre Mitglieder fachlich weiter zu bilden; besonders hervorzuheben sind hier die Bemühungen einzelner Sektionen des Verbandes der

Deutschen Versicherungsbeamten und des Vereins Deutscher Versicherungs-Beamten in Berlin.

Auch die Zusammenkünfte der Versicherungsmathematiker, die in verschiedenen Assekuranzzentren seit einigen Jahren veranstaltet werden, dienen in letzter Linie dem Bedürfnis nach Weiterbildung. Die Erfolge in Berlin und Leipzig sind zweifellos der Beachtung von seiten der Kollegen im Reiche wert, die gut daran tun würden, ähnliche Einrichtungen auch anderwärts zu schaffen.

---

LE DÉVELOPPEMENT DE LA LÉGISLATION ET DE  
L'INSTRUCTION EN MATIÈRE D'ASSURANCES  
EN ALLEMAGNE DEPUIS LE CONGRÈS DE  
VIENNE (1909)

Par J. Koburger, Ludwigshafen a/Rh.

---

Le rapport s'occupe dans sa première partie du progrès de la législation, concernant l'assurance sociale en Allemagne; il se réfère, à cet égard, à la nouvelle codification de l'assurance ouvrière et la récente loi sur l'assurance obligatoire des employés privés. En ce qui concerne les progrès de l'instruction, il y a lieu de citer notamment les efforts tendant à comprendre les éléments de l'assurance parmi les objets obligatoires d'enseignement dans les écoles primaires et dans les collèges; enfin mention est faite des nouveaux cours spéciaux pour apprentis (employés volontaires des institutions d'Assurances) et particulièrement pour les employés des Compagnies d'Assurances-Incendie.

---

DEVELOPMENT OF INSURANCE LEGISLATION AND  
INSTRUCTION IN GERMANY SINCE THE VIENNA  
CONGRESS (1909)

By J. Koburger, Ludwigshafen a/Rh.

---

In the first part of his report the author explains the progress of national insurance legislation in Germany, i. e. the new codification of workmen-insurance and the recently passed law on

compulsory insurance of private officials. As to the instruction, special attention is directed to the efforts of including the principles of insurance among the subjects of obligatory instruction in primary as well as in intermediate schools. Finally some remarks are given with regard to the new special schools for apprentices (young practicing clerks) of insurance institutions and particularly for officials of Fire Insurance Offices.





THE COURSE OF LEGISLATION, OF THE TEACHING  
OF ASSURANCE, AND OF THE DEVELOPMENT  
OF THE CONTRACT OF ASSURANCE, SINCE  
THE CONGRESS AT VIENNA.

BY

ARTHUR WYNDHAM TARN, F. I. A.

OF THE

Guardian Assurance Company Limited, London.

---

Part I. — *The Course of Legislation.*

If the course of Legislation having reference to Life Assurance in England and Wales since the Congress at Vienna had only included the „Assurance Companies Act 1909”, the numerous alterations in the Law effected by this important measure would alone furnish ample material for a paper to be submitted to the members of the present Congress. In the limited space at the disposal of the writer of this memoir, however, his remarks must necessarily be confined to setting out a brief outline of the principal changes affecting the business of Life Assurance which have been introduced into the new Act. For a more extended survey of these changes he would refer the members to two works on the subject issued in 1910, one by Messrs. J. V. VESEY FITZGERALD and R. J. QUIN, the joint authors of BUNYON's „Law of Life Assurance”, and the other by Mr. E. GORE-BROWN, and also to the excellent paper on the Act read by Mr. A. R. BARRAND before the Institute of Actuaries in February 1911. In another work published in the autumn of 1911 Dr. A. E. SPRAGUE shows how the Annual Revenue Account and Balance Sheet of a Company should be drawn up so as to be in strict conformity with the schedules of the Act.

One of the most important provisions of the Act is that under

which every Assurance Company (a name not restricted to Life Assurance Companies) is required to deposit and to keep deposited the sum of £ 20.000 either in cash or securities. It may be pointed out that in the Life Assurance Companies Act 1870—2, which is repeated by this Act, a similar clause applied only to Life Assurance Companies established after the passing of that Act and also provided for the return of such Deposit as soon as the Assurance Fund of a Company amounted to £ 40.000. The main object of the insertion of this more stringent clause in the new Act was to secure greater protection to Policy-holders of Foreign Companies transacting business in the United Kingdom. Another important alteration affecting Life Offices is that relating to the forms of Revenue Account and Balance Sheet required to be returned annually to the Board of Trade. In the former document separate columns are set out for the entry of certain particulars in connection with (a) Business within the United Kingdom, (b) Business out of the United Kingdom, (c) Total Business; Claims are divided into „By Death” and „By maturity”; information must be furnished with regard to new Life Assurances effected during the year of Account (a) respecting Business within the United Kingdom and (b) respecting Business out of the United Kingdom. In the Balance sheet there are no less than 33 divisions of Assets instead of only 15 under the Act of 1870, loans being placed in six classes as against two under the previous Act. This Account also contains a statement showing how the values of the Stock Exchange Securities are arrived at, though the Act nowhere defines the meaning of the term »Stock Exchange Securities«. The Act further provides for an investigation to be made every five years into every Company's financial condition by »an Actuary«, whose qualifications are prescribed by the Rules of the Board of Trade which were issued in 1910. In the form of Valuation Statement containing the results of this investigation some alterations in the Returns, as compared with the schedule appended to the Act of 1870, have been made, such as (1) Assurances with Participation in Profits are divided into (a) with Immediate Participation and (b) with Deferred Participation; (2) the total Amount of Profit disclosed in the investigation is classified under five separate heads according as it has been allotted to Policy-holders, Share-holders and Reserve funds; and (3) Specimen Bonuses for Endowment Assurance Policies are specifically required

to be set out. Perhaps, however, the most far-reaching alteration in the new Act is that which relates to Amalgamations and Transfers, the effect of which must inevitably be to render arrangements of this character between two Companies much more difficult and expensive under the new Act than under the old. It may be added that in the Eighth Schedule of the Act provision is made for underwriters who are members of Lloyd's to undertake Life Assurance Business upon each underwriter transacting such business making a Deposit of £7000 and also making Annual Returns of the business to the Board of Trade.

Another important Statute affecting Life Assurance Companies is that known as the »Companies (Converted Societies) Act 1910«, the object of which was to remove doubts as to the validity of the conversion of certain Friendly Societies into Companies capable of transacting the business of Ordinary Life Assurance under the provisions of the Act of 1909. This act provides under Section I that where a Society registered under the Friendly Societies Acts had, before the passing of the Act of 1910, passed a special resolution for converting it into a Company under the Companies Act 1908 or any previous Act, and had been registered under any such Act the validity of the special resolution should not be questioned on the ground that the objects of the Company as set forth in the special resolution extended beyond those authorized by the rules of the Society at the date of the passing of such resolution. „Provided”, the Act proceeds, „that where the business carried on by the Society before conversion included Assurance business of any description, there, as from the passing of this Act, the objects of the Company shall not extend beyond those authorized by the rules of the Society at the date of the passing of the special resolution, except so far as may be necessary to giving effect to, and for carrying out, any Assurances made before the passing of this Act”.

Life Assurance business has also been indirectly affected by the Finance (1909—10) Act 1910. the provisions under this Act for increased Estate Duties having had the result of bringing into greater prominence the distinct advantages of Life Assurance for the purpose of obtaining the necessary funds to pay the amount of Estate Duty as soon as possible after death without having recourse to either borrowing the amount or effecting a forced sale for that purpose. This is especially the case where the

deceased was the owner of landed property, and consequently should no Policy of Assurance in connection with such payment have been effected on his life, it would be necessary either to transfer a portion of the property to the Commissioners of Inland Revenue, or to sell it in the open market, possibly at a low price, or to obtain the necessary sum by way of mortgage of the property.

It may be added that during the last three years several Life Assurance Companies have successfully applied for Private Acts of Parliament with a view to the enlargements of their powers and the extension of their business to various other classes of Insurance. In former days some of these Companies were founded by a Deed of Settlement which could not be altered without Parliamentary sanction. It was therefore absolutely necessary, to meet the requirements of the times, that such sanction should be obtained and facilities granted for carrying on business in a manner better suited to present-day needs.

#### Part II. — *The Teaching of Assurance.*

There are two main classes among whom the Teaching of the Principles of Life Assurance both in Theory and Practice has been disseminated within recent years.. One of these classes consists of the large and ever-increasing body of students who are reading for the different Examinations in Economical subjects which are held from time to time in connection with various Colleges and Institutions; and the other comprises the members of the Indoor and Outdoor Staffs of Life Offices as well as that section of the Business World for whom a general knowledge of the modern Developments of Life Assurance is of great practical value. For each of these classes much useful work has been accomplished within the last three years in the direction of conveying instruction in such principles by means of Papers, Lectures, Classes, and the publication of Books and Newspaper Articles dealing with all the aspects of this important subject.

To the Institute of Actuaries — a body which has been recently termed by its President »The Insurance University on its Life side« — must be accorded the foremost place in this work, and hence a brief description of the progress of that body during the period under discussion will not be out of place. At the sessional

meetings of the Institute valuable Papers have been read by some of its most prominent Fellows upon topics relating to Life Assurance such as (1) American Railway Securities as Investments for Insurance Companies, (2) the Mortality of Female Assured lives, (3) the Operations of Friendly, Railway Benefit, and Collecting Societies, (4) the Apportionment of the Expenses of Management of a Life Office, (5) the Assurance Companies Act 1909, (6) some recent Statistical Results, and (7) the Investment of Life Assurance Funds.

In addition to these Papers, however, others relating to subjects not directly connected with Life Assurance, but having reference to other departments of Actuarial Science, were contributed to the proceedings of the Institute at the sessional meetings. At the opening of the session 1910—1 the President, Mr. (now Sir GERALD) RYAN, delivered a most instructive address, in the course of which he referred to many matters connected with the Practical Work of Life Assurance.

In April 1910 the revised syllabus of the examinations of the Institute, the object of which was the improvement of the standard of efficiency among its members, came fully into operation for the first time, and its general results may be considered to be a complete justification of the action of the Council. It may be mentioned that with a view to assisting students in passing Parts I and II of the examinations the Council arrange for classes to be held during the winter months of each year, Tutors, who are fully qualified Actuaries, being appointed to take charge of these classes. The class in Part I now consists of two divisions, composed of students who, in the opinion of the Tutor, are, or are not, sufficiently advanced to present themselves for the examination at the end of the session. For admission to this class students are required to possess a fair knowledge of algebra up to and including quadratic equations. For the class in Part II it is a condition that students must have such a knowledge of the Institute *Text-Book* (Part I) of the differential and integral calculus, as, in the opinion of the Tutor, will enable them to study life contingencies. Commencing in April 1909, the examinations, which consist of four parts, have been conducted by a Board of Examiners composed of Fellows who are either past or present members of the Council, this course being a decided improvement upon the former practice of allotting four Fellows of the Institute to each part, only one of



whom was required to be a member of the Council. It has always been a matter for regret that no classes under the superintendence of the Council have been held in connection with parts II and IV, and consequently students for these parts have to depend for their success either upon private study or upon the assistance of coaches, who for some years past have undertaken classes both oral and by correspondence for the preparation of students for these parts. It may be added that during the Session 1911—12 Mr. A. W. WATSON delivered a course of lectures at Staple Inn Hall on the subject of: „Friendly Societies”, upon which he may be regarded as one of the greatest living authorities.

An important development of the work of the Institute within recent years, and one which will undoubtedly prove to be of great service to its younger members, was the formation in November 1910 of a body known as „The Institute of Actuaries Students' Society”, the objects of which include (1) a Discussion Section, in which the junior members, owing to the mutual interchange of ideas upon points of interest or difficulty arising in their theoretical studies or daily work, may gain confidence for the larger arena of the Institute; (2) lectures by Fellows of the Institute and others upon subjects relating to the technical and administrative sides of the work of an Actuary; (3) a library of volumes, useful to Actuarial students for reference and circulation; and ultimately (4) a Students' Journal, as a record of the transactions of the Society. This new Society has received a hearty welcome from, as well as the cordial co-operation of, the Council of the Institute. It may be added that the success of this Society has led to the formation of a circular body in Liverpool — a city which contains an unusually large proportion of students of life contingencies. In addition to the work of the Institute of Actuaries the „Teaching of Assurance” has within recent years formed some part of the curriculum of such Educational Bodies as the Universities; technical Institutes and other centres of commercial education, and the numerous Insurance Institutes which have been established in London and most of the large Provincial towns during the last decade. In the Universities, however, although most of them include in their Syllabus the subjects of Economics and Commercial Law, that of Insurance appears to be somewhat neglected, being referred to in the calendars of only four Universities. In the University of London the Syllabus of the examination for the Degree of Bachelor

of Science (Honours) in the Faculty of Economics and Political Science includes the subject of „The History, Theory and Present Systems of Insurance”. In the University of Manchester the subject of „The Principles of Law applicable to, and the more important cases bearing upon, Policies of Insurance” is set down in the Syllabus for the Degrees of Bachelor of Commerce and Master of Commerce. In the University of Birmingham, while no subject directly bearing upon any branch of Insurance is included in the Syllabus, during the winter months of the year 1910—11 the Professor of Mathematics gave a short course of lectures on the „Theory of Compound Interest, Annuities, and Sinking Funds, together with an explanation of the Construction and Use of Interest, Annuities, life and sinking Fund Tables”, a course which was recommended to Actuaries but was not to be considered obligatory. In the University of Liverpool during the Lent Term of 1912 courses of lectures on Insurance were delivered in the Faculties of Law and Arts.

Examinations in the subject under discussion are by no means confined to the Institute of Actuaries, since in London three other well-known Institutions have for some time past pursued a similar course for the purpose of testing the knowledge and capacity of students who have been attending the lectures or classes in connection with these bodies. Of these three Institutions probably the first place must be given the London Chamber of Commerce, to the Education Department of which a large number of Colleges and Institutes are affiliated.

The Examinations in „Insurance” subjects of this body, which are conducted by the Professor of Commerce and Commercial Law at King's College, London, have reference to „The methods and machinery of Business” for Senior Commercial Certificates and Teachers' Diplomas. Next in importance are the Examinations of the Royal Society of Arts, which are divided into three stages, viz. — I Elementary, II Intermediate, and III Advanced. In stage II candidates, who take up the subject of „Commercial Correspondence and Business Training”, are expected to show a competent knowledge of Insurance Practice. In stage III the „Arithmetic” syllabus includes „Compound Interest, Annuities, Assurance, Leasehold Redemption, Uniform Rate of Increase of Population, etc.; that of „Commercial Law” contains the subject of Insurance among those in one of which students have to satisfy the Examiners in order to obtain a First-class certificate; and in that of „Accounting” the



subject of "Forms (for presentation) of Annual Accounts of Insurance Companies" is one in which candidates must satisfy the Examiner. The remaining body which holds Annual Examinations in „Insurance" subjects is „The Chartered Insurance Institut", which consists of a Federation of all the Insurance Institutes in the United Kingdom together with a few in the Colonies. The Examination in Life Assurance is of a very comprehensive character, the subject being divided into no less than eleven different classes, viz: (1) Elementary Human Physiology, (2) Correspondence, (3) Meanings of common Medical Terms, (4) Climatic Geography, (5) General Knowledge of Office Practice, (6) Law of Life Assurance, (7) Use of Compound Interest and Logarithmic Tables, (8) Principal Mortality Tables, (9) Valuations, (10) Sources of Profit and Methods of Distribution, and (11) Accounts and Investments. It may be mentioned that in the Sessions 1909—10 and 1910—11 the Syllabus also included the subjects of Arithmetic, Algebra, and Book-keeping, but in substitution for these subjects Pass Certificates in them from the Board of Education or other Public Examining Body are accepted as sufficient evidence of the candidate's knowledge. It should be added that all the Examinations of these Institutions are of an elementary character and are intended to assist the student not so much in the problems of Actuarial Science as in the practical and business side of Life Assurance, and it is a matter for considerable regret that the number of candidates who annually present themselves for these Examinations is so small.

The action of these Institutions in thus arranging for Annual Examinations in subjects having some direct or indirect connection with the practice of Life Assurance has naturally stimulated centres of Commercial Education in the metropolis, such as the City of London College, the London School of Economics, PITMAN'S Metropolitan School of Shorthand, the Birkbeck, Kensington and Insurance Correspondence Colleges, the Regent Street Polytechnic, and other similar bodies, to include in their Syllabuses lectures and classes for the training of students in these subjects. During the session 1911—2 lectures, designed to aid students in preparation for the Institute of Actuaries' Examinations were given at the City of London College, on the Council of which the Institute of Actuaries is officially represented; and during the same session at the London School of Economics a course of twelve lectures

on "State Insurance in England and Abroad" was given by several distinguished authorities on Economic questions.

At another of these Institutions provision is made for oral and correspondence Instruction for the Examination of the Institute of Actuaries (Parts I and II), the Faculty of Actuaries, and the Chartered Insurance Institute. The subjects in the Life Branch are divided into three parts: — (1) Arithmetic, Algebra up to Quadratic Equations, and Book-keeping; (2) Elementary Human Physiology, Correspondence, General Knowledge of Office Practice, meanings of common Medical Terms and effect of well-known Diseases on longevity, and climatic geography; (3) Law affecting Life Policies (loans, surrenders, claims), Use of compound interest and logarithmic tables — methods of compilation, principal Mortality Tables — their origin and characteristics, Life Office Valuations-General Principles, Sources of Profit and Methods of Distribution, and Life Office accounts and Investments. It may be added that the course of Tuition consists of (a) Periodical Work sheets, giving students sets reading to do, (b) notes on reading where necessary, and (c) questions set on the reading, the answers to which, after careful correction and annotation, are returned to the student for revision purposes. At the Regent Street Polytechnic a course of 25 lectures on commercial law for the benefit of Insurance clerks and others, which included one on »Insurance«, was also given by an eminent member of the Bar during the session 1911—12. In other centres, although not publicly announced, arrangements have been made for classes to be held in connection with one or more of the examinations already mentioned.

Much valuable work in connection with the Teaching of Assurance is also accomplished by the Insurance Institutes in England and Wales, now thirteen in number. During the past three years lectures have been given by experts at the different Institutes upon such subjects as: »The construction of Mortality Tables«, »Policy Values«, »Reserves«, »Modern Life Assurance schemes«, »Insurable Interest«, »Life Assurance Investments«, »Returns to the Board of Trade«, and »Climatic Risks«, as well as on the Medical aspect of Life Assurance in its various phases. Of these Institutes the largest and most important is that of London, which was founded only five years ago and may be regarded as a type of most of the other Institutes. Among the avowed objects of this

body are »The cultivation of knowledge and information in all matters relating to the various Branches of Insurance by means of — (a) the reading of papers or delivery of lectures upon technical or other subjects, (b) the awarding of prizes for papers of merit written by members; and (c) the circulation of a Journal containing articles of technical and general interest contributed by members, and (d) a reference library, reading room and lending library«. It may be added that, in connection with the Insurance Institutes of Liverpool and Manchester during the session 1911—2 classes were arranged which included subjects in the „Life“ Syllabus of the Chartered Insurance Institute, prizes being offered for the best results in the examinations.

The subject of the Teaching of Assurance would not be complete without some reference to the valuable and important work of the Life Assurance Medical Officers' Association. This association, which is composed mainly of gentlemen who act as medical officers to Life Assurance Companies, was established some fifteen years ago for the purpose of discussing the medical aspect of subjects connected with Life and other forms of Assurance, with a view to obtaining increased information and greater unity of opinion. It holds periodical meetings during the winter months of the year, at which interesting papers dealing with various phases of these subjects are read by members and are followed by a discussion. These papers, together with the discussions upon them are subsequently published in the transactions of the Association. During the past three years the papers that have been discussed at the sessional meetings have been the means of throwing fresh light upon some of the most difficult problems in connection with the medical examination of proposers for Life Assurance. Hence, for this reason alone, it may be claimed for this Association that its work has been of considerable educational value.

An additional stimulus to the „Teaching of Assurance“ is that afforded by the circulation of literature, periodical or otherwise, among students, members of the staffs of Life Assurance Companies, and others. The „Journal of the Institute of Actuaries“, now in its forty-sixth volume, published in quarterly parts, contains not only the Presidential Addresses and Papers read at the Sessional meetings, with the discussions following their reading, but also many valuable contributions relating to Actuarial Science as well as to the practical side of Life Assurance. An interesting feature

in the „Journal”, introduced some five years ago, is the „Legal Notes”, edited by a distinguished Actuary who is also a member of the English Bar, which in a summarized form contain the principal legal decisions and legislative enactments affecting the business of Life Assurance. To these notes a most useful Index was published in a recent number of the „Journal”. In this way the Institute of Actuaries endeavours to keep its members abreast with the latest developments in Actuarial Science, and also to make the „Journal” a kind of Text-Book for Parts III and IV of its examinations.

Among other valuable publications of this character may be mentioned those issued by the Insurance Press, prominent among which are the „Post Magazine” and the „Insurance Record”, both of which Papers contain Articles written by leading members of the Profession on the progress of Life Assurance, as well as Reports of meetings of Life Assurance Companies and Insurance Institutes, Discussions on Actuarial and Practical Topics, and Reviews of important works relating to Insurance generally. For some few years the former Paper has devoted a portion of its space to carefully worked out solutions of questions recently set in Part IV of the Institute of Actuaries’ Examination, the value of which to intending Candidates for this part it is impossible to over-estimate. The subject of Life Assurance has also been discussed in the columns of Newspapers of a more general character. The weekly Reviews not infrequently contain articles of this kind, and Papers in the Financial and Banking interest invariably devote considerable space to the subject. For some years past the „Daily Telegraph” has furnished its readers with a weekly column on „Insurance” matters, mostly „Life”, conducted by a well known writer on the subject, and in the early part of 1911 „The Times” in one of its weekly supplements discussed the practical aspect of Life Assurance in a series of well-written articles evidently written by a qualified Actuary.

Lastly, we must include among the Educational Literature relating to Life Assurance the more solid and permanent volumes which are issued from time to time by Publishers of Insurance Works, and which are designed to assist not only students but also that wider class referred to at the beginning of our remarks. Some of these volumes are of a general character, being treatises which touch, though not deeply, upon all the most important aspects of

Life Assurance; others, again, deal only with a single department of the subject. It may be useful to conclude the consideration of the „Teaching of Assurance” since the date of the last Congress by appending a list of the principal works of this character that have been published during this period. Those of a general character include the following:

„Practical Advice about Life Assurance” by WM. SCHOOLING,  
 „Lecture on the Theory of Life Assurance” (2<sup>nd</sup> Edition) by W. J. H. WHITTALL, F. I. A.;

„Life Assurance Simplified” by HAROLD DOUGHARTY, A. I. A. ;  
 „The Student's Guide to Life Assurance in Theory and Practice” by A. W. TARN, F. I. A. ;

as well as a fifth Edition of the »Insurance Guide and Hand-Book« the „Life” Section having been undertaken by Mr. H. W. ANDRAS, F. I. A.

Those dealing with one or more departments of Life Assurance are as follows:

»The Theory of the Construction of Tables of Mortality etc.« by G. F. HARDY, F. I. A. ;

»The new Law regulating Assurance Companies« by J. V. VESEY FITZGERALD and R. J. QUIN, and one on the same subject by E. GORE-BROWN;

»The Assurance Companies Act 1909« by M. H. TRUELOVE;

»On Mortality Records« by Dr. HINGSTON FOX;

»The Investigation of Title to Policies of Life Assurance, etc.« by A. H. WITHERS;

»Insurance Companies' Accounts« by Dr. A. E. SPRAGUE, F. I. A.

In addition to these works the new Edition of the Encyclopaedia Britannica contains an Article on Life Assurance, most of which from the pen of the late Prof. CHARLTON LEWIS of New York, appeared in the ninth Edition of that work. The article has, however, been revised and brought up to date by Prof. INGRAM of Dublin University. In the same Edition there is also an Article on »Probability« very ably discussed by Prof. EDGEWORTH of Oxford University.

### Part III. — *The Development of the Contract of Assurance.*

Although it cannot be said that any entirely novel features have been introduced into the Contract of Life Assurance during



the past three years, it may yet be claimed that existing forms of the Contract have been developed to a considerable extent. This development is in some measure, no doubt, due to the results of recent legislation, but in the main its origin lies in the fact that Directors and Managers of Life Assurance Companies in England and Wales are continually on the look-out to ascertain what particular form of Assurance can be made to assume the most attractive appearance in the eyes of the general public, and upon, after careful observation and enquiry, being satisfied on this point, to supply their clients accordingly.

Among the legislative measures that have assisted this development in some degree may be mentioned two, viz »The Old Age Pensions Act, 1909« and the »Finance (1909—10) Act, 1910«. Under the former Act the necessity for making due provision for Old Age has been brought prominently before the large body of the middle classes, whose financial position precludes them from taking advantage of the provisions of the Act, but who, by means of the payment of a small Annual or Single Premium to a life office, can obtain precisely the same benefits as those who are included under the Act. To this class of persons, therefore, a large number of attractive Prospectuses have been distributed by many leading Companies, with the result that this form of Life Assurance may be expected to show a considerable increase in the near future. The general effect of the latter Act upon Life Assurance has been already referred to, when discussing the course of legislation during the past three years. It may be added, however, that most Life Offices now grant special Policies for the purpose of meeting the Death Duties as soon as possible after the death of the Assured, such Policies stipulating that immediately after satisfactory proof of death has been submitted to the Directors, and provided that no notice in any way affecting the title to the Policy has been served upon the Company, the sum assured will be paid over to the Commissioners of Inland Revenue, whose receipt is sufficient discharge to the Company.

Another form of Assurance, which has proved increasingly attractive within recent years, is that effected on the lives of children, the actual risk being deferred until the child attains its majority. During the last year or two some important benefits have been introduced into this class of policy by a large number of Companies under a scheme generally known under the title of



„Savings Fund Policy for the Young” or some similar title. The object of this scheme is to provide, on payment of a comparatively small Annual Premium, for the future Assurance of the child's life by a method which allows one of several valuable options to be exercised by the Parent or Guardian of the child between his or her twentieth and twenty-first birthday. These options generally include the choice of (1) an Endowment Assurance payable at one of certain specified ages for reduced sums assured varying in amount with the age selected; (2) a fully Paid-up Policy payable on the death of the child after attaining the age of Twenty-one; and (3) a cash surrender Value amounting to the whole of the Premiums paid together with Compound Interest thereon. In addition to these benefits the person who effects such a policy is able to borrow on its security an annual sum to meet the necessary expenses for the education of the child in the event of whose premature death the whole of the Premiums paid are returned. „In considering the modern developments of Assurance Schemes”, observes Mr. F. P. SYMONS, F.I.A., in a recent Paper, „I think they may be summed up in the one word, 'options',..... I think we are approaching the time when options, instead of being confined to particular Tables, will be thrown open to all the Tables in our Prospectuses. That this is not improbable is shown by a paragraph in the Prospectus of one Company to the effect that in the case of all Policies payable at death the party or parties entitled to the benefits of the Policy may, instead of receiving immediate payment in cash, select one of the following options: (1) Payment of the Sum Assured and Bonuses in Instalments over a series of years; (2) Payment of an Annuity; (3) Any other arrangement that can be adjusted between the Company and the Assured”. In all Endowments the same Company is prepared, on the Assured attaining the specified age, to allow him to take one of nine guaranteed Options instead of an immediate Cash Payment».

Another Scheme of this character, put forward by one of the most progressive English Companies some two years ago, is described in the following terms: »For an Annual Premium of £ 15.7.6 or £ 1.8.4 a month, a person aged 20 next birthday, whose Family History and Personal Health (as evidenced by the answers in the Proposal form and the Reports of a Private Friend and his usual Medical Attendant) are normally good, can obtain a Contract which at the end of five years (that is, when the effect of medical selection

has usually worn off) will secure one of the following Options: (1) An Assurance of £ 1000 payable at Death, subject to the same Annual Premium, which, however, will cease at age 60 and is much lower than that which would be required for a new Policy taken out at age 25; (2) An Assurance for £ 828, payable at age 60 or earlier death, for the same premium; (3) A pure Endowment of £ 1000 payable at age 56". In the event of option (3) being selected and death taking place before age 56, the whole of the Premiums paid, at least, would be returned, in addition to which the Policy could be surrendered at any time for an amount equal to all the Premiums paid (except the first) with 3 per cent compound Interest. It may be added that such Policies are „Whole World", and that, should the Life Assured die before age 25, all the Premiums paid would be returned.

Another development in Life Assurance during the last three years is the tendency for Companies to lower their rates of Premium for Non-Participating Assurances with the object of encouraging a form of Policy which has been somewhat neglected of late years, owing principally to the handsome Bonuses which Companies have declared on their Participating Policies. A more liberal attitude towards Female Proposers has also been adopted during this period by several Companies, recently-published statistics having shown that the special risks attaching to this class of lives are considerably less than was formerly the case. Life Assurance without Medical Examination combined with Premiums payable by Monthly Instalments has also found favour with a few Offices, while others again have adopted schemes providing for the exemption of the Assured from payment of Premiums in the event of circumstances arising which involve temporary or permanent incapacity due to illness or accident.

---

## ÉVOLUTION DE LA LÉGISLATION, DE L'ENSEIGNEMENT DE L'ASSURANCE ET DU CONTRAT D'ASSURANCE DEPUIS LE CONGRÈS DE VIENNE

Par ARTHUR WYNDHAM TARN, F. I. A., Londres.

---

Le présent mémoire est composé de 3 parties indépendantes entre elles :

- 1°. Le cours de la législation,
- 2°. l'enseignement de la science actuarielle,
- 3°. le développement de l'assurance.

Dans la première partie, l'auteur donne un aperçu sommaire des dispositions fondamentales de la loi de 1909, concernant les Compagnies d'assurances, et qui se rapporte principalement à l'assurance sur la Vie. De même, il résume en quelques mots le contenu essentiel de la loi de 1910, réglant les conditions de la transformation de caisses mutuelles de secours en Compagnies régulières d'assurances. La nouvelle législation se fait valoir dans la pratique, notamment en ce qui concerne les cautionnements à déposer par les Compagnies, les rapports et formulaires à fournir au Ministère de Commerce, et enfin les modalités de fusions et du transfert de portefeuilles. Les règlements publiés par le Ministère de Commerce en exécution de la nouvelle loi donnent une définition légale du terme «actuaire». La loi de finance pour 1909/10 a eu, par suite de l'augmentation des droits de mutation sur la propriété immobilière, une certaine influence favorable sur le développement de l'assurance-vie. Enfin, quelques «lois privées» ont été votées par le Parlement, pour ratifier les modifications extensives des statuts qui ont été demandées par plusieurs anciennes Compagnies.

Dans la seconde partie, l'auteur donne des renseignements sur le travail des divers Collèges et Commissions d'examen qui s'occupent de l'assurance sur la vie ou des matières qui s'y rattachent. Il y a lieu de citer tout d'abord le travail éminent de l'Institute of Actuaries, de la Chambre de Commerce de Londres, de la «Royal Society of Arts», de l'Insurance Institute of Great Britain and Ireland; ensuite, il faut mentionner également le grand nombre de revues, de conférences, de mémoires, d'articles de journaux,

de livres d'instruction, etc. qui facilitent beaucoup les études et la popularisation de la science actuarielle.

Enfin, dans la troisième partie de son rapport, l'auteur discute l'influence de la récente législation sur l'industrie des assurances sur la vie. Il donne une description de quelques formes modernes d'assurances, introduites dans le dernier temps, à savoir l'assurance différée en cas de décès sur la tête d'enfants (avec délai de carence jusqu'à la majorité) et une assurance d'options (choix entre une assurance Vie Entière, une assurance Mixte et un simple capital différé en cas de vie); ce sont ces formes de polices que ont été propagées dans les prospectus et publications des dernières années. Comme tendance générale, il faut signaler une réduction des primes pour affaires sans participation et la suppression ou atténuation des conditions restrictives qui antérieurement avaient été imposées pour l'assurance de femmes.

---

## ENTWICKLUNG DER GESETZGEBUNG, DES VERSICHERUNGSUNTERRICHTS UND DES VERSICHERUNGS- VERTRAGS SEIT DEM KONGRESSE IN WIEN

von ARTHUR WYNDHAM TARN, F.I.A., London.

---

Die Arbeit zerfällt in drei von einander unabhängige Abteilungen.

1. Die Vorgänge auf dem Gebiete der Gesetzgebung,
2. der Versicherungsunterricht,
3. die Entwicklung des Versicherungsvertrags.

In dem ersten Teile erläutert der Autor die wichtigsten Bestimmungen des Gesetzes über die Versicherungsanstalten vom Jahre 1909, welches speziell die Lebensversicherung betrifft, und des Gesetzes vom Jahre 1910, betreffend die Umwandlung von Hilfskassen in Versicherungsinstitute; er legt namentlich dar, dass die wichtigsten Veränderungen, welche durch ersteres Gesetz an dem bestehenden Rechtszustande eingeführt wurden, sich auf die seitens der Gesellschaft zu stellenden Kautionsdepots, auf die Vorlage regelmässiger Berichte an das Handelsamt und auf die Rechtsverhältnisse bei Fusionen und Portefeuille-Uebertragungen beziehen.

Die auf Grund des Gesetzes erlassenen Verordnungen des Handelsamtes enthalten eine offizielle Definition des Begriffes »Aktuar«. Erwähnt werden auch die Wirkungen des Finanzgesetzes ex 1910 (speziell der Erhöhung der Immobilierübertragungs-Gebühren) auf den Lebensversicherungsbetrieb, endlich die in Form von parlamentarischen Beschlüssen erfolgte Statutenerweiterung einer Reihe älterer Gesellschaften.

Im zweiten Teile wird (a) über die Tätigkeit der verschiedenen Lehrkörper und Prüfungskommissionen berichtet, welche die Lebensversicherung oder damit verwandte Wissensgebiete in den Lehr-, bzw. Prüfungsplan aufgenommen haben. Hierbei gedenkt der Autor besonders des nützlichen Werkes des Instituts der Aktuarien, der Londoner Handelskammer, der königlichen Society of Arts, und des Versicherungsinstituts für Gross-Britannien und Irland; weiters wird (b) auf die vielfachen Anregungen hingewiesen, welche den Studenten sowohl als den breiteren Kreisen der Interessenten auf dem Gebiete der Lebensversicherung durch eine Reihe von Büchern, Vorträgen, Aufklärungsschriften, Zeitungsartikeln, u.s.w. geboten werden.

Der dritte Teil der Arbeit behandelt den Einfluss der neuesten Gesetzgebung auf den Lebensversicherungsbetrieb und erläutert speziell zwei moderne Versicherungskombinationen, welche in der letzten Zeit in den Prospekten der Lebensversicherungs-Gesellschaften eifrig propagiert werden, d. i. die aufgeschobene Todesfallversicherung auf das Leben von Kindern (mit Karenz bis zur Erreichung der Grossjährigkeit) und eine Optionspolizze ohne ärztliche Untersuchung, wobei nach Ablauf von 5 Jahren seit Versicherungsabschluss der Versicherungsnehmer die Wahl zwischen einer Todesfallversicherung mit beschränkter Prämienzahlung, einer gemischten Versicherung oder einer reinen Erlebenspolizze mit Prämienrückgewähr im Todesfalle erhält. Endlich weist der Autor darauf hin, dass in der letzten Zeit eine Reihe von Gesellschaften ihre Prämiensätze für Versicherungen ohne Gewinnanteil ermässigt und die bisherigen Beschränkungen für die Aufnahme weiblicher Risiken wesentlich gemildert haben.

---

# ZUR ENTWICKLUNG DER GESETZGEBUNG ÜBER DEN VERSICHERUNGSVERTRAG IN OESTERREICH

VON

Dr. MAX LEIMDÖRFER in Wien.

Die Kodifikation des Versicherungsvertragsrechtes, in Deutschland und der Schweiz mit den Gesetzen vom 30. Mai, bezw. 2 April 1908 abgeschlossen, ist in Oesterreich noch in vollem Flusse begriffen. Die Auflösung des Reichsrates im Frühjahr 1911 hat die Erwartung, dass der Gesetzentwurf über den Versicherungsvertrag noch in demselben Jahre werde verabschiedet werden können, zunichte gemacht. Im neuen Parlamente neuerdings eingebracht, muss die Vorlage den Leidensweg durch die beiden Häuser und die kompetenten Ausschüsse vom frischen beginnen und es kann nicht mit Bestimmtheit vorausgesagt werden, ob der Entwurf in der allernächsten Zukunft Gesetzeskraft erlangen wird.

Ist somit das äussere Schicksal des Entwurfes noch im Ungewissen, so scheint doch festzustehen, dass seine Bestimmungen auch bei der neuerlichen parlamentarischen Durchberatung grundstürzende Veränderungen nicht mehr erfahren werden. Gewiss wird vieles noch gebessert werden müssen. Hat doch der Justizausschuss zahlreiche Abänderungsvorschläge bloss darum nicht mehr berücksichtigt, um einer Rückverweisung des Entwurfes an das Herrenhaus zu begegnen. Der Ausschuss behalf sich mit dem vom legislativpolitischen Standpunkte durchaus nicht zu billigenden Auskunftsmittel, dass er den Berichterstatter anwies, Beschlüssen, die nicht in den Text des Gesetzes aufgenommen wurden, im Ausschussberichte als Ansicht des Ausschusses Ausdruck zu verleihen, wodurch »die Motive geradezu zu einem Bestandteil des Gesetzes erhoben werden, was für die praktische Handhabung unabsehbare Unzukömmlichkeiten nach sich ziehen muss«. Es steht aber jedenfalls ausser Zweifel, dass an der Struktur und den Grundgedanken



des Entwurfes kaum mehr gerüttelt werden wird. In diesem Sinne ist die Entwicklung des Entwurfes so gut wie abgeschlossen. Die einzelnen Etappen dieser Entwicklung ergeben sich dem Beobachter, wenn er sich kurz die äusseren Schicksale des Entwurfes vor Augen führt.

Im Jahre 1905 hat das Justizministerium unter dem Justizminister Dr. FRANZ KLEIN einen 165 Paragraphen umfassenden Vorentwurf den interessierten Korporationen zur Begutachtung übergeben. Dieser Entwurf, der alle Merkmale der Unfertigkeit an sich trug, begegnete einer durchaus abfälligen Kritik. Unter den Gutachten, die von fachmännischer Seite zu dem Entwurfe erstattet wurden, ist das des Oesterr.-ungar. Verbandes der Privat-Versicherungs-Anstalten (im folgenden kurz »Programm« genannt) aus dem Grunde hervorzuheben, weil sich dasselbe nicht mit einer negativen Kritik begnügte, sondern sich als vollständiger Gegenentwurf zum Regierungsentwurf darstellte. Unter teilweiser Berücksichtigung dieser aus der Praxis stammenden Anregungen unterzog das Justizministerium den Entwurf einer Umarbeitung und brachte ihn sodann am 19. Dezember 1907 im Herrenhause zur verfassungsmässigen Behandlung ein. Dort wurde die Vorlage der vereinigten volkswirtschaftlichen und juridischen Kommission zugewiesen, die nach kurzer Generaldebatte zur Vorberatung eine siebengliedrige Subkommission wählte, zu deren Berichterstatter Hofrat Prof. GRÜNHUT bestellt wurde. Mittlerweile hatte sich auch die Fachliteratur mit dem Entwurfe, dem selbst der spätere Bericht der Herrenhauskommission den Vorwurf »schwerer gesetzestechnischer Gebrechen« nicht zu ersparen vermochte, eingehend beschäftigt und auch diese Kritik gipfelte in einer Ablehnung des Regierungsentwurfes. »Die Form, die Unklarheit des Ausdrucks, die Verletzung jedes Sprachgefühls hat durch den Kontrast gegenüber dem deutschen Gesetze umso stärker gewirkt; Wissenschaft wie Praxis hatten die kristallhelle Klarheit und juristische Eleganz des deutschen Regierungsentwurfes, welcher zum Verfasser den kaiserlichen Direktor im Reichsjustizamt Dr. HOFFMANN hatte, anerkannt. . . . Auch der österreichische Motivenbericht war gut geschrieben und angenehm zu lesen; doch der Gesetzestext war selbst für österreichische Juristen, welche die Sprache des Anfechtungsgesetzes gewohnt sind, zu arg«. 1) Von bestimmendem Einfluss für das weitere Schicksal der Vorlage wurde aber HUPKAS »Gegenentwurf eines Gesetzes über den Versicherungsvertrag«, der die

1) Prof. Dr. L. STRAUSS »Die Gesetzesvorlage über den Versicherungsvertrag«. »Neue Freie Presse« vom 4. Januar 1910.

Rückkehr zum deutschen Entwurf propagierte. Die Arbeiten der Kommission wurden zweimal durch vorzeitigen Sessionsschluss unterbrochen. Erst in der XX. Session im Jahre 1909 konnte die Herrenhauskommission ihre Aufgabe, welche sie in einer „eingehenden Umarbeitung“ der Regierungsvorlage erblickte, vollenden, und am 28. Dezember 1909 nahm das Herrenhaus den nach den Anträgen der Kommission umgearbeiteten Entwurf an. Eine Debatte fand in Plenum des Herrenhauses nicht mehr statt. Der Berichterstatter der Kommission begründete lediglich die Ziele und Aufgaben des Entwurfes, die er in erster Linie im Schutze der Interessen der Versicherungsnehmer erblickte. Es blieb dem Justizminister Dr. VON HOCHENBURGER vorbehalten, dieses Plaidoyer gegen die Versicherungsgesellschaften durch den ausdrücklichen Hinweis darauf abzuschwächen, dass auch dem Versicherer gegen die Machenschaften und Umtriebe der Versicherungsnehmer Schutz gewährt werden müsse und dass das Gesetz auch diese Aufgabe zu erfüllen habe. Das Abgeordnetenhaus, welchem die Vorlage sodann übermittelt wurde, wies sie dem Justizausschusse zur Beratung und Berichterstattung zu. In 6 Sitzungen unterzog der Ausschuss den Entwurf in der von der Herrenhauskommission festgestellten Form, mit welcher sich auch die Regierung identifiziert hatte, seiner Beratung. Um die parlamentarische Erledigung des Gesetzentwurfes nicht aufzuhalten, wurden, wie bereits hervorgehoben, alle Abänderungsanträge abgelehnt. In dem vom Abg. Dr. VON WITTEK verfassten Berichte vom 28. Februar 1911 empfahl der Ausschuss dem Plenum die unveränderte Annahme der Vorlage, doch kam, wie eingangs erwähnt, das Abgeordnetenhaus infolge der Auflösung des Reichsrats nicht mehr dazu, das Gesetz zu verabschieden.

Aus dem Gesagten sind die äusseren Etappen ersichtlich, in denen sich die Entwicklung der Gesetzgebung des Versicherungsvertrages in Oesterreich seit 1905 vollzog. Der Vorentwurf und das Programm des Verbandes sind die legislativen Vorstadien; an sie schliessen sich die Herrenhausvorlage, der Gegenentwurf von Prof. HUPKA und endlich der Entwurf der vereinigten volkswirtschaftlichen und juridischen Kommission des Herrenhauses. Eine vergleichende Darstellung dieser 5 Entwürfe zeigt, wiesehr im Laufe der Durcharbeitung der Gedanke an Klarheit, die Sprache an Prägnanz gewonnen haben.

Es würde den Umfang dieses Referates weit überschreiten,

wollten wir der Entwicklung jedes einzelnen Rechtssatzes in den 5 Entwürfen nachgehen. Daher seien bloss zwei Rechtsmaterien aus dem gewaltigen Komplex herausgegriffen, an denen diese Entwicklung in gedanklicher und sprachlicher Richtung aufgezeigt werden soll.

## I. VERWIRKUNGSABREDEN.

*Vorentwurf.* § 7. Rechtsnachteile, die im Verträge auf die Ausserachtlassung einer vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit des Versicherungsnehmers gesetzt sind, kann der Versicherer nur geltend machen, wenn die Ausserachtlassung für den Eintritt des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung von Einfluss sein kann und dem Versicherungsnehmer ein Verschulden zur Last fällt.

Bestand die Möglichkeit, die versäumte Handlung nachzuholen, so ist es, um den Eintritt der Rechtsnachteile zu hindern, ausserdem notwendig, dass der Versicherungsnehmer die vorzunehmende Handlung ohne Aufschub nachgeholt hat.

Der Versicherer, der solche Rechtsnachteile geltend machen will, hat dies bei sonstigem Ausschlusse innerhalb eines Monates, nachdem er von der Ausserachtlassung der Obliegenheit Kenntnis erlangt hat, dem Versicherungsnehmer schriftlich anzuzeigen. Dieser kann, sofern der Rechtsnachteil in der Verwirkung des Anspruches auf die Leistung des Versicherers besteht, den Vertrag ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist kündigen.

Die Vereinbarung, wonach sich der Versicherer für den Fall der Ausübung dieser Kündigungsbefugnis den Anspruch auf die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode vorbehält oder der Versicherungsnehmer zur Zahlung einer angemessenen Konventionalstrafe verpflichtet ist, ist rechtswirksam.

§ 8. Ist der Versicherungsfall eingetreten, bevor der Versicherer erklärt hat, die an die Ausserachtlassung von Obliegenheiten gemäss § 7. Absatz 1. geknüpften Nachteile geltend zu machen, so kann er sich auf die vereinbarte Befugnis, seine Leistung solchenfalls ganz oder teilweise abzulehnen, nur berufen, wenn dem Versicherungsnehmer ein Verschulden zur Last fällt und dieser nicht nachzuweisen vermag, dass die Ausserachtlassung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat.

§ 33, Absatz 2. Rechtsnachteile, die im Verträge auf die Ausserachtlassung dieser oder anderweitiger dem Anzeigepflichtigen im Verträge auferlegten, nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten gesetzt sind, kann der Versicherer nur geltend machen, wenn die Ausserachtlassung arglistig stattfand oder wenn sie die Feststellung des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat und dem Anzeigepflichtigen ein Verschulden zur Last fällt.

*Programm.* § 11. Ist im Verträge bestimmt, dass der Versicherer im Falle der Ausserachtlassung einer vor Eintritt des Versicherungsfalles ihm gegenüber zu erfüllenden Obliegenheit vom Verträge zurücktreten oder seine Leistung ablehnen kann, so tritt der Rechtsnachteil nicht ein, wenn

die Ausserachtlassung eine unverschuldete ist und, falls dies möglich ist, die versäumte Handlung unverzüglich nachgeholt wird.

Hatte der Versicherungsnehmer eine Obliegenheit zu dem Zwecke übernommen, die Gefahr zu vermindern oder eine Erhöhung derselben zu verhüten, so kann der Versicherer auch im Falle eines Verschuldens des Versicherungsnehmers seine Leistung nicht ablehnen, wenn die Ausserachtlassung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der Leistung des Versicherers beeinflusst hat.

Der Versicherer hat die Geltendmachung der in dem 1. Absatze bezeichneten Rechtsnachteile bei sonstigem Ausschlusse binnen einem Monate, nachdem er von der Ausserachtlassung der Obliegenheit Kenntnis erlangt hat, dem Versicherungsnehmer schriftlich anzuzeigen.

Hat der Versicherer seine Leistungspflicht abgelehnt, so kann der Versicherungsnehmer den Vertrag ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist kündigen.

Macht der Versicherer die im 1. Absatze bezeichneten Rechtsnachteile geltend, so gebührt ihm gleichwohl die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode.

§ 30. Ist im Verträge bestimmt, dass der Versicherer im Falle der Ausserachtlassung der im § 29 bezeichneten oder anderer nach Eintritt des Versicherungsfalles ihm gegenüber zu erfüllenden Obliegenheiten vom Verträge zurücktreten oder seine Leistung ablehnen kann, so tritt, sofern die Ausserachtlassung weder die Feststellung des Versicherungsfalles noch den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat, dieser Rechtsnachteil nicht ein, wenn die Ausserachtlassung weder vorsätzlich noch grobfahrlässig begangen worden ist; hat aber die Ausserachtlassung die Feststellung des Versicherungsfalles oder den Umfang der Leistung des Versicherers beeinflusst, so kann dieser Rechtsnachteil nur dann nicht geltend gemacht werden, wenn den Versicherungsnehmer ein Verschulden an der Ausserachtlassung nicht trifft.

*Herrenhausvorlage.* § 29. Ist vereinbart worden, dass der Versicherer im Falle der Ausserachtlassung einer vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit des Versicherungsnehmers vom Verträge zurücktreten oder seine Leistung ablehnen kann, so kann der Versicherer diese Rechtsnachteile nur geltend machen, wenn dem Versicherungsnehmer Vorsatz oder grobe Fahrlässigkeit zur Last fällt.

Bestand die Möglichkeit, die versäumte Handlung nachzuholen, so ist es, um den Eintritt der Rechtsnachteile zu hindern, notwendig, dass der Versicherungsnehmer die vorzunehmende Handlung ohne Aufschub nachgeholt hat.

Der Versicherer, der solche Rechtsnachteile geltend machen will, hat dies bei sonstigem Ausschluss innerhalb eines Monats, nachdem er von der Ausserachtlassung der Obliegenheit Kenntnis erlangt hat, dem Versicherungsnehmer schriftlich anzuzeigen. Dieser kann den Vertrag ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist kündigen, wenn der Versicherer infolge der Ausserachtlassung seine Leistung abzulehnen befugt ist.

Ist der Versicherungsfall eingetreten, bevor der Versicherer erklärt hat, die an die Ausserachtlassung von Obliegenheiten gemäss Absatz 1 geknüpften Rechtsnachteile geltend zu machen, so kann er sich auf die vereinbarte Befugnis, vom Verträge zurückzutreten oder seine Leistung abzulehnen, nicht berufen, wenn dem Versicherungsnehmer weder Vorsatz noch grobe Fahrlässigkeit zur Last fällt oder wenn die Ausserachtlassung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat.



Dem Versicherer, der vom Verträge zurücktritt oder seine Leistung ablehnt, gebührt die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode.

§ 37. Ist vereinbart worden, dass der Versicherer im Falle der Ausserachtlassung der im § 36 bezeichneten oder anderweitiger im Verträge auferlegten, nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten vom Verträge zurücktreten oder seine Leistung ablehnen kann, so kann der Versicherer diese Rechtsnachteile nur geltend machen, wenn die Ausserachtlassung vorsätzlich stattfand oder wenn sie die Feststellung des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat und dem Anzeigepflichtigen grobe Fahrlässigkeit zur Last fällt.

*Gegentwurf.* § 11. Auf eine Vereinbarung, nach welcher die Verletzung einer dem Versicherer gegenüber zu erfüllenden Obliegenheit den Verlust des Rechtes auf die Leistung des Versicherers zur Folge haben soll (Verwirkungsabrede), kann sich der Versicherer nicht berufen, wenn die Verletzung weder auf Vorsatz noch auf grober Fahrlässigkeit beruht und wenn im Falle einer Fristversäumnis die versäumte Handlung unverzüglich nachgeholt wird.

Ist eine solche Vereinbarung für den Fall getroffen, dass eine zum Zwecke der Verminderung der Gefahr oder zum Zwecke der Verhütung einer Gefahrerhöhung übernommene Obliegenheit oder eine Obliegenheit verletzt wird, die nach dem Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen ist, so bleibt die Verpflichtung des Versicherers zur Leistung auch dann bestehen, wenn die Verletzung keinen Einfluss auf den Eintritt und die Feststellung des Versicherungsfalles und auf den Umfang der Leistung des Versicherers gehabt hat.

Der Versicherer kann sich auf die Verwirkungsabrede nicht mehr berufen, wenn er sie nicht innerhalb eines Monates, nachdem er von der Pflichtverletzung Kenntnis erlangt hatte, geltend gemacht hat.

Die rechtmässige Geltendmachung der Verwirkungsabrede beendet das Vertragsverhältnis, auch wenn sie in der blossen Erklärung des Versicherers besteht, dass der andere Teil das Recht auf die Leistung verwirkt hat.

Vereinbarungen, die von diesen Vorschriften zum Nachteile des Versicherungsnehmers abweichen, sind unwirksam.

*Kommissionsentwurf des Herrenhauses.* § 32. Ist vereinbart worden, dass die Verletzung einer dem Versicherer gegenüber vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit den Verlust des Rechtes auf die Leistung des Versicherers zur Folge haben soll (Verwirkungsabrede), so kann der Versicherer im Falle einer schuldhaften Verletzung der Obliegenheit, ins solange der Versicherungsfall nicht eingetreten ist, den Vertrag innerhalb eines Monates, nachdem er von der Verletzung der Obliegenheit Kenntnis erlangt hat, ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist kündigen.

Ist der Versicherungsfall vor Kündigung des Vertrages eingetreten, so kann sich der Versicherer auf die Verwirkungsabrede nicht berufen, wenn dem Versicherungsnehmer ein Verschulden nicht zur Last fällt oder wenn die Verletzung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch die Feststellung oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat. Das gleiche gilt, wenn die Frist für die Ausübung des Kündigungsrechtes des Versicherers (Absatz 1) abgelaufen und eine Kündigung nicht erfolgt ist.

Ist die Verwirkungsabrede für den Fall der Verletzung einer nach dem Eintritte des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit getroffen worden, so kann sich der Versicherer nicht darauf berufen, wenn dem Versicherungsnehmer Vorsatz oder grobe Fahrlässigkeit nicht zur Last

fällt oder wenn die Verletzung weder die Feststellung des Versicherungsfalles noch den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat.

Dem Versicherer gebührt die Prämie trotz Kündigung oder Erlöschung seiner Verpflichtung zur Leistung bis zum Schlusse der Versicherungsperiode, in der er von der Verletzung der Obliegenheit Kenntnis erlangt hat.

Unberührt bleiben Vereinbarungen, durch die dem Versicherer bei Verletzung einer ihm gegenüber zu erfüllenden Obliegenheit das Recht eingeräumt wird, eine Konventionalstrafe zu verlangen, wenngleich die Geltendmachung der Verwirkungsabrede gemäss Absatz 2 oder 3 ausgeschlossen ist.

Vorentwurf, Programm und Herrenhausvorlage behandeln die Verwirkungsabreden jeweils in zwei getrennten Kapiteln des Gesetzes. Die Folgen einer Verletzung von Obliegenheiten, die *vor* Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, werden im Vorentwurfe und im Programm im 1. Kapitel des I. Hauptstückes (»Abschluss des Vertrages«) dargestellt, in der Herrenhausvorlage im 2. Kapitel (»Rechte und Pflichten aus dem Vertrage«), während von der Verletzung einer *nach* Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit in allen drei genannten Entwürfen im 3. Kapitell (»Der Versicherungsfall«) gehandelt wird. Erst der HUPKA'sche Gegenentwurf hat hierin Wandel geschaffen. Die Bestimmungen werden nicht bloss äusserlich in einen Paragraphen zusammengezogen, sondern es tritt auch in der inneren Regelung der Materie eine weitgehende Vereinheitlichung ein. Soweit ist die Herrenhauskommission dem Gegenentwurf nicht gefolgt. Ihr Entwurf differenziert — und dies ist vom gesetzestechnischen Standpunkte nur zu billigen — wieder scharf zwischen Obliegenheiten, die vor und nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind; in der äusseren Zusammenfassung der Bestimmungen über die Verwirkungsabreden schliesst er sich jedoch dem Gegenentwurf an.

Der Vorentwurf hatte die Verwirkungsabreden als die Vereinbarung von Rechtsnachteilen umschrieben, die im Vertrage auf die Ausserachtlassung einer Obliegenheit gesetzt sind. Die Unkorrektheit einer derartigen Definition liegt auf der Hand. Denn durch sie wird auch die Verabredung einer Konventionalstrafe oder der Kündigung unter Einhaltung einer Kündigungsfrist oder des Wegfalles eines Rabattes getroffen, was zu geradezu grotesken Konsequenzen führt. In der Erkenntnis, dass diese Definition viel zu weit sei, hat das Programm im Anschluss an das deutsche Gesetz die Verwirkungsabreden als Vereinbarungen definiert, in denen dem Versicherer das Recht eingeräumt wird, im Falle der



Ausserachtlassung einer Obliegenheit *vom Vertrage zurückzutreten oder seine Leistung abzulehnen*. Diese Definition hat sodann die Regierungsvorlage aus dem Programm übernommen. War jedoch die Definition des Vorentwurfes zu weit, so zeigte sich die des Programmes, wie HUPKA nachwies, als etwas zu eng. Denn durch die Vorschrift des § 29 der Herrenhausvorlage erschienen beispielsweise Vereinbarungen, »kraft deren der Versicherer befugt ist, im Falle einer Pflichtverletzung den Vertrag *vorzeitig* zu kündigen, oder dass eine Pflichtverletzung unmittelbar das *Erlöschen* des Vertrages zur Folge haben soll« nicht getroffen, obwohl es zweifellos ist, dass derartige Vereinbarungen nicht anders zu behandeln sind als der Rücktritt vom Vertrage oder die Ablehnung der Leistung. HUPKA schlug daher vor, die Verwirkungsklausel zu definieren als eine »Vereinbarung, nach welcher die Verletzung einer Obliegenheit des Versicherungsnehmers *den Verlust des Rechtes auf die Leistung des Versicherers* zur Folge haben soll«, und diese von ihm im Gegenentwurf verwendete Definition ist auch von der Herrenhauskommission als korrekt akzeptiert worden.

Zwei Momente sind es, die bei der gesetzlichen Regelung der Verwirkungsabreden in Betracht kommen: das Moment des Verschuldens und das der Kausalität. Ihre Durchdringung und Dosierung gibt jeweils den gesetzlichen Bestimmungen ihr charakteristisches Gepräge. Die Rücksichtnahme auf die berechtigten Interessen *beider* Kontrahenten des Versicherungsvertrages erfordert, dass bei der Feststellung der Voraussetzungen für die Geltendmachung dieser schärfsten Rechtsfolge einer Vertragsverletzung ganz besonders sorgfältig vorgegangen werde. Im Widerstreit der beiden entgegengesetzten Interessen des Versicherers und des Versicherungsnehmers schwankt das Charakterbild der Verwirkungsklausel in den österreichischen Entwürfen lange hin und her, bis der Kommissionsentwurf des Herrenhauses eine Regelung trifft, die sowohl in Bezug auf die Verschuldensgrenzen als auch in der Berücksichtigung des Kausalzusammenhanges ziemlich die gerechte mittlere Linie einhält.

Seit den Verhandlungen des 27. deutschen Juristentages hat der Grundsatz, dass die Verwirkungsabrede den Charakter einer Vertragsstrafe besitze, deren Geltendmachung in jedem Falle ein Verschulden auf Seite des den Vertrag verletzenden Teiles voraussetzt, allgemeine Giltigkeit errungen. Dieser Grundsatz ist schon vom Vorentwurf akzeptiert und auch in den folgenden Entwürfen nicht mehr angetastet worden. Es blieb ein Axiom,

dass der schuldlose Versicherungsnehmer vom Anspruchsverlust nicht betroffen werden könne. Anders hingegen stand es mit der Lösung der Frage, von welchem *Grade* des Verschuldens die Geltendmachung der Verwirkungsabrede abhängig zu machen ist. Der Vorentwurf ist den Spuren des deutschen Gesetzes gefolgt, indem auch er zwischen Pflichten unterschied, die vor Eintritt des Versicherungsfalles und solchen, die nach Eintritt desselben zu erfüllen sind. Im letzteren Falle wollte der Vorentwurf die Geltendmachung der Verwirkung an strengere Voraussetzungen binden, »da es sich hier« nach den Worten des Motivenberichtes »um einen bereits rechtmässig erworbenen Anspruch gegen den Versicherer handelt, dessen Entziehung nur in Ausnahmefällen gerechtfertigt erscheint«. Prüfen wir zunächst, wie der Vorentwurf das Problem gelöst hat. Bei Verletzung einer vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit bestimmte der Vorentwurf, dass der Versicherer die Rechtsfolge der Verwirkung nur dann geltend machen könne, wenn die Ausserachtlassung für den Eintritt des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung von Einfluss sein kann *und* dem Versicherungsnehmer ein Verschulden zur Last fällt. Es ist daher ausser dem Schuldmoment auch der Causalnexus zwischen Vertragsverletzung und Versicherungsfall, bezw. dessen *Möglichkeit* als Voraussetzung für die Geltendmachung der vereinbarten Rechtsfolgen angeführt. Durch die Formulierung des Vorentwurfes wird hiebei die Beweislast für das Verschulden und den Causalnexus dem Versicherer aufgebürdet, während es doch den allgemeinen Rechtsgrundsätzen entspricht, dass der Versicherungsnehmer den Exkulpationsbeweis erbringe. Nur wenn der Versicherungsfall eingetreten ist, bevor der Versicherer erklärt hat, die vereinbarten Rechtsnachteile geltend zu machen, wird »im Hinblick auf die nicht selten mit grossen Schwierigkeiten verbundene Herstellung des Beweises über den Kausalzusammenhang« die Bestimmung getroffen, dass dieser Beweis dem Versicherungsnehmer obliegt, den Beweis des Verschuldens hat aber auch hier der Versicherer zu erbringen.

Vergleicht man hiermit jene Bestimmungen des § 33, welche die Voraussetzungen für die Geltendmachung der Verwirkung bei Verletzung der Anzeigepflicht oder anderweitiger *nach* Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllender Obliegenheiten enthalten, so zeigt sich, dass der Vorentwurf den Versicherungsnehmer im Falle des § 33 entgegen den zitierten Worten des Motivenberichtes keineswegs

wesentlich günstiger gestellt hat als im Falle des § 7. Der Versicherer ist allerdings nur in den Fällen erwiesener Arglist des Versicherungsnehmers ohneweiters in der Lage, die vereinbarte Rechtsfolge geltend zu machen, aber der Vorentwurf hat weiter bestimmt, dass der Versicherer auch frei wird, wenn er auch nur das blossе Verschulden des Versicherungsnehmers dartut und durch die Ausserachtlassung die Feststellung des Versicherungsfalles oder der Umfang der Leistung beeinflusst wurde. Es genügt somit unter Umständen auch hier blossе culpa levis. Wieder wird aber die Beweislast in einer für den Versicherer ungünstigen, den allgemeinen Rechtsgrundsätzen widersprechenden Weise geregelt.

Dass die strenge Durchführung des Kausalitätsprinzipes bei Verletzung von Obliegenheiten, die *vor* Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, sehr bedenklich ist, haben selbst die Autoren des Vorentwurfes anerkannt. MEYER schreibt in seinem Referat an den Wiener Kongress: »Diese Bestimmung wurde fallen gelassen, weil eine verlässliche Grundlage für die Beurteilung der Relevanz einer Obliegenheit doch nur im Zusammenhang mit dem Eintritte des Versicherungsfalles gefunden werden kann, und weil damit die Zulässigkeit einer derartigen Vereinbarung, die ohnehin der Prüfung durch die Aufsichtsbehörde unterliegt, überdies noch der richterlichen Kontrolle unterstellt worden wäre«. Schon das Programm hat hierin eine Aenderung gebracht. Die Geltendmachung der Verwirkungsabrede wird lediglich von dem Verschuldensmoment abhängig gemacht und der Kausalzusammenhang in Anlehnung an das deutsche Gesetz nur berücksichtigt, wenn der Versicherungsfall vor Geltendmachung der Verwirkungsabrede eingetreten ist und nur hinsichtlich der Verletzung von solchen Obliegenheiten die zum Zwecke der Begrenzung des objektiven Risikos übernommen worden sind. Es braucht wohl ferner kaum hervorgehoben zu werden, dass das Programm die Beweislast in der den natürlichen Verhältnissen entsprechenden Art regelte.

Hinsichtlich der *nach* Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten hat das Programm mit Recht dagegen Stellung genommen, dass der Versicherer nur im Falle der Arglist des Versicherungsnehmers ohneweiters die vertraglichen Rechtsfolgen ziehen könne. „Die Grenze zwischen Vorsatz und grober Fahrlässigkeit ist nicht immer leicht zu ziehen; im Tun und Lassen des Menschen fliessen beide Motive sehr oft und sehr leicht ineinander. Wo wie hier ein Interesse ersten Ranges in Frage kommt, muss

die Möglichkeit ausgeschlossen werden, dass der böswillige sich in einen grobfahrlässigen Versicherungsnehmer verwandle und dadurch den Folgen seines Verhaltens sich entziehe. Die Liberierung von diesen Folgen muss daher an die Bedingung des Nachweises geknüpft werden, dass er weder arglistig noch grobfahrlässig gehandelt habe". Diesen Grundsätzen entspricht § 30 des Programms. Der Versicherer kann ohne weiteres zurücktreten, wenn die Ausserachtlassung vorsätzlich oder grobfahrlässig begangen worden ist. Bei blossem Verschulden rezipiert das Programm den Kausalzusammenhang aus § 33 des Vorentwurfes, nur wiederum mit dem Unterschied, dass auch hier die Beweislast richtig gestellt wird.

In viel schärferer Weise als der Vorentwurf hat dann die Herrenhausvorlage von 1907 den Schutz des Versicherungsnehmers durchgeführt. Die höchste Vertragsstrafe der Anspruchsverweigerung soll nicht bei jeder selbst schuldbaren Verletzung einer Obliegenheit zur Anwendung gebracht werden dürfen. Der Versicherer hat ja die Möglichkeit, noch andere Vertragsstrafen zu vereinbaren, z. B. Konventionalstrafen etc. Eine Verweigerung des Anspruches wird daher nur dann zugelassen, wenn die Ausserachtlassung eine qualifizierte ist. Demgemäss beschränkt die Herrenhausvorlage im Gegensatze zum Vorentwurf und Programm auch bei vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten die Geltendmachung der Verwirkungsabrede auf die Fälle des *dolus* und der *culpa lata* des Versicherungsnehmers. Die im Programm durchgeführte Einschränkung des kausalen Moments hat, wie schon erwähnt, auch die Herrenhausvorlage sich zu eigen gemacht, ohne jedoch in dieser Beziehung soweit zu gehen wie das Programm. Denn während dieses den Kausalzusammenhang nur bei solchen Obliegenheiten berücksichtigte, die zum Zwecke der Begrenzung des objektiven Risikos unternommen worden sind, hat die Herrenhausvorlage diese dem deutschen Gesetz entnommene Einschränkung verworfen und den Grundsatz aufgestellt, dass, wenn der Versicherungsfall eingetreten ist, bevor der Versicherer erklärt hat, von seinen vertraglichen Rechten Gebrauch zu machen, neben dem qualifizierten Verschulden stets auch ein Kausalzusammenhang zwischen Versicherungsfall und verletzter Obliegenheit vorhanden sein müsse. Die Beweislast wird neuerlich zu Ungunsten des Versicherers geregelt.

Dass auch bei Obliegenheiten, welche nach Eintritt des Versi-

versicherungsfalles zu erfüllen sind, auf das grobe Verschulden des Versicherungsnehmers abgestellt wird, ergibt sich aus dem Standpunkte der Herrenhausvorlage, dass „bloss schuldhaftes Verhalten des Versicherungsnehmers unter keinen Umständen den Anspruchsverlust nach sich zu ziehen vermag“, eigentlich von selbst. Es wird daher nur bei grober Fahrlässigkeit der Anspruchsverlust ausgesprochen, sofern ein Kausalzusammenhang zwischen Pflichtverletzung und Schadenfeststellung, bzw. Schadenhöhe vorhanden ist. Bei Vorsatz bleibt es bei der Bestimmung des Vorentwurfes, dass die Verwirkungsfolge ohne Rücksicht auf den Kausalzusammenhang eintritt. Die „Arglist“ des Vorentwurfes hat die Herrenhausvorlage durch den in der österreichischen juristischen Terminologie dem *dolus* entsprechenden „Vorsatz“ ersetzt.

Die Herrenhausvorlage hat, wie sich aus dem Gesagten ergibt, bei Verletzung von sowohl vor Eintritt als auch nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten die gleichen Verschuldensgrenzen aufgestellt und nur bezüglich des Kausalzusammenhanges eine Unterscheidung aufrechterhalten. Von hier zur Formulierung des HUPKA'schen Gegenentwurfes war nur ein Schritt. Der Gegenentwurf schweisst die beiden Hauptfälle der Verwirkungsabreden zusammen. Massgebend ist in erster Reihe das Verschulden. Die Verschuldensgrenze wird nach unten durch die grobe Fahrlässigkeit gezogen. Der Kausalzusammenhang zwischen Pflichtverletzung und Schaden wird in Anlehnung an das Programm und das deutsche Gesetz lediglich bei Verletzung solcher Obliegenheiten berücksichtigt, „die zum Zwecke der Verminderung der Gefahr oder zum Zwecke der Verhütung einer Gefahrerhöhung“ übernommen worden oder die nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind. Die Beweislast wird im Sinne der allgemeinen Rechtsgrundsätze geregelt.

Wenn die Herrenhauskommission demgegenüber doch wieder scharf zwischen der Verletzung von Obliegenheiten, die vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, und solchen nach Eintritt des Versicherungsfalles unterschied, so geschah dies aus dem Grunde, weil sich die Kommission den Bedenken, die von Seite der Versicherer geäußert worden waren, nicht verschliessen konnte und zugeben musste, dass bei den ersteren grössere Strenge am Platze sei. Sie bilden — wie der Motivenbericht hervorhebt — für den Versicherer eine Voraussetzung für den Abschluss des Vertrages, auf deren Erfüllung daher der Versicherer sicher rechnen können



muss. Der Kommissionsentwurf lässt daher bei den vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten die angedrohte Rechtswirkung schon bei blossem Verschulden eintreten. Die Beschränkung, die der Gegenentwurf bezüglich des Kausalzusammenhanges getroffen hat, wird wieder fallen gelassen. Bei nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheiten wird weiterhin auf grobe Fahrlässigkeit und Kausalzusammenhang abgestellt. Es bleiben jedoch die Bestimmungen für beide Fälle von Verwirkungsabreden in einem Paragraphen vereinigt, wodurch auch ihr innerer Zusammenhang zum Ausdruck kommt.

Sehr bezeichnend ist die Art, wie die Entwürfe die Frage regeln, welche Rechtsfolge die Ablehnung der Leistung durch den Versicherer nach sich zieht. Der Vorentwurf gibt dem Versicherer hiezu eine Frist von einem Monat *a tempore scientiae*, die die späteren Entwürfe beibehalten. Hat der Versicherer von seinem Rechte Gebrauch gemacht, dann gibt der Vorentwurf dem Versicherungsnehmer das Recht, den Vertrag ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist zu kündigen, dies aus dem Grunde, „um die Unbilligkeit hintanzuhalten, dass der Versicherungsnehmer zur Zahlung der Prämien weiterhin bis zum Ablauf der Vertragszeit verpflichtet bleibt“. Programm und Herrenhausvorlage haben diese gekünstelte Konstruktion rezipiert, erst der Gegenentwurf hat mit vollem Rechte gegen diese Regelung Front gemacht und als natürliche Rechtsfolge der Verwirkungserklärung des Versicherers die Beendigung des Versicherungsverhältnisses gesetzt. Der Kommissionsentwurf hat den Grundgedanken des Gegenentwurfes, dass die Lösung des Vertragsverhältnisses vom *Versicherer* ausgehe, beibehalten, jedoch bestimmt, dass derselbe jedenfalls *kündigen* müsse. Der Kommissionsentwurf hat hierbei auch in stilistischer Hinsicht die Formulierung präzise gestaltet. Die Herrenhausvorlage sprach davon, dass der Versicherungsnehmer kündigen könne, wenn der Versicherer infolge einer Pflichtverletzung zur Ablehnung seiner Leistung *befugt* ist, während selbstverständlich das Kündigungsrecht dem Versicherungsnehmer nur eingeräumt werden konnte, wenn der Versicherer *erklärt* hat, von seinem Rücktrittsrechte Gebrauch zu machen.

Schon der Vorentwurf hatte die Vereinbarung für zulässig erklärt, wonach sich der Versicherer für den Fall der Ausübung der Kündigungsbefugnis des Versicherungsnehmers den Anspruch auf die Prämie der laufenden Versicherungsperiode bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode vorbehält, wie es überhaupt



zu den Eigentümlichkeiten des Vorentwurfes gehört, dass er, wo es sich um die Rechte des Versicherers handelt, auf die vertragliche Vereinbarung abstellt. Das Programm hat, was der Vorentwurf der freien Vereinbarung vorbehält, als positives Recht dem Versicherer zugesprochen. Auch die folgenden Entwürfe haben diese Bestimmung rezipiert, der Gegenentwurf mit der textlichen Modifikation, dass die „laufende Versicherungsperiode“ ausdrücklich als die Versicherungsperiode gekennzeichnet wird, in welcher der Versicherer von der Verletzung Kenntnis erlangt hat. Die Herrenhauskommission hat sich diese korrekte Fassung des Gegenentwurfes in ihrem Entwurfe zu eigen gemacht.

Dass übrigens auch die durch das Herrenhaus getroffene Regelung, so einfach und klar dieselbe im allgemeinen ist, noch manchen Mangel an sich trägt, ist in der Fachliteratur wiederholt hervorgehoben worden. Dass der Versicherungsnehmer hinsichtlich der Beweislast nach Eintritt des Versicherungsfalles (Absatz 3) schlechter gestellt ist als vor Eintritt desselben (Absatz 1), ist namentlich von EHRENZWEIG hervorgehoben worden. Unklar ist ferner die Textierung des zweiten Absatzes, insoweit sie den Zusammenhang zwischen dem ersten und zweiten Satz dieses Absatzes betrifft. Soll der zweite Satz lediglich besagen, dass der Versicherer sich nach Ablauf der Kündigungsfrist, wenn er von seinem Kündigungsrechte nicht Gebrauch gemacht hat, auf die Verwirkungsabrede nicht mehr berufen kann, weil darin ein Verzicht auf die Geltendmachung der Verwirkung liegt, und das scheint nach den Motiven der Fall zu sein, dann ist er überflüssig, denn das ergibt sich aus Absatz 1. Wird aber auch der Konditionalsatz aus dem ersten Satz auf den zweiten bezogen, dann würde dies zu Konsequenzen führen, die gewiss nicht in der Absicht des Gesetzgebers gelegen sind.

Eine Bestimmung, die gleichfalls noch dringend der Ergänzung bedarf, ist die des 5. Absatzes des § 32 bezüglich der Konventionalstrafklausel. Die Verwirkungsabrede ist nur eine, u. zw. die höchste Vertragsstrafe und nur für diese gelten die strengen Bestimmungen des § 32. Der Versicherer muss sich aber auch gegen ein vertragswidriges Verhalten des Versicherungsnehmers schützen können, wenn dasselbe ihn auch nicht zur Anwendung der schärfsten Straffolgen ermächtigt. Der Entwurf der Herrenhauskommission konstatiert nun im letzten Absatze des Verwirkungsparagraphen, dass es dem Versicherer freistehe, eine Konventionalstrafe zu verlangen, wenngleich die Geltendmachung der Verwir-

kungsabrede ausgeschlossen ist. Aber auch die Konventionalstrafe ist eine Vertragsstrafe und setzt daher ein *Verschulden* des Versicherungsnehmers voraus. Es muss dem Versicherer jedoch auch die Möglichkeit gegeben sein, wenn er davon Kenntnis erlangt, dass eine Obliegenheit nicht eingehalten worden ist, sich pro futuro von dem Risiko frei zu machen, ohne sich in die Untersuchung der Verschuldensfrage einzulassen. Das ist schliesslich auch im Interesse des Versicherungsnehmers selbst gelegen. Kommt es nämlich über das Vorhandensein des Verschuldens zu einem Rechtsstreit und unterlässt der Versicherungsnehmer in der Meinung, dass ein Verschulden seinerseits nicht vorliegt, die anderweitige Versicherungsnahme, so kann es sehr wohl vorkommen, dass er, wenn der Schadenfall später eintritt, plötzlich jeglicher Versicherungsdeckung entbehrt. Steht hingegen dem Versicherer das Recht zu, den Vertrag unter Einhaltung einer Kündigungsfrist zu kündigen, so wird der Versicherungsnehmer niemals über den Bestand des Vertrages im unklaren sein und stets rechtzeitig für die anderweitige Deckung seines Interesses Sorge tragen können. Bei dem zwingenden Charakter des § 32 ist es strittig, ob eine derartige Vereinbarung getroffen werden könnte. Eine Ergänzung des 5. Absatzes des § 32 in dem angedeuteten Sinne wäre daher unbedingt zu fordern.

\* \* \*

Wenden wir uns nun nach dieser Untersuchung über den *vereinbarten* Rechtsverlust einem Falle des gesetzlichen Rechtsverlustes zu und prüfen wir an einem markanten Beispiel, wie sich hier die Entwicklung gestaltet hat.

## II. GEFÄHRERHÖHUNG.

*Vorentwurf.* § 58. Wenn während der Dauer des Versicherungsverhältnisses in Bezug auf den Eintritt des Versicherungsfalles oder den Umfang der Leistung des Versicherers eine Erhöhung der von ihm übernommenen Gefahr stattfindet, kann er den Vertrag innerhalb eines Monats, nachdem er von der Gefährerhöhung Kenntnis erlangt hat, kündigen.

Ist die Gefährerhöhung nicht vom Versicherungsnehmer verursacht oder gestattet worden, so hat der Versicherer eine einmonatliche Kündigungsfrist einzuhalten.

Die Kündigung ist ausgeschlossen, sobald der Zustand wieder hergestellt worden ist, der vor der Erhöhung der Gefahr bestanden hat.

§ 59. Ist der Versicherungsfall nach der Gefährerhöhung eingetreten, so kann der Versicherer seine Leistung ablehnen, wenn der Versicherungsnehmer die Gefährerhöhung schuldbarer Weise verursacht oder gestattet oder es unterlassen hat, innerhalb Monatsfrist nach erlangter Kenntnis

vom Eintritte einer Gefahrerhöhung die vereinbarte Anzeige an den Versicherer zu erstatten.

Diese Ablehnung ist jedoch ausgeschlossen:

1. wenn rechtzeitige Kündigung (§ 58) unterblieben ist, oder
2. wenn die Gefahrerhöhung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflusst hat, oder
3. wenn der Versicherer im Zeitpunkte, in dem die Anzeige zu erstatten gewesen wäre, von der Gefahrerhöhung Kenntnis hatte.

§ 60. Als Gefahrerhöhungen, die zur Kündigung oder zur Ablehnung der Leistung berechtigen, sind nicht anzusehen:

1. Aenderungen, durch welche die Gefahr nur in unerheblicher Weise erhöht wird;
2. Aenderungen, die durch das Interesse des Versicherers, durch ein Ereignis, für das dieser haftet, oder durch ein Gebot der Menschlichkeit veranlasst werden.

§ 61. Der Versicherer, der wegen Gefahrerhöhung den Vertrag kündigt (§ 58) oder seine Leistung ablehnt (§ 59), kann die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode fordern.

*Programm.* § 49. Wenn während der Dauer des Versicherungsverhältnisses eine Erhöhung der von dem Versicherer übernommenen Gefahr eintritt, ist der Versicherungsnehmer verpflichtet, dies dem Versicherer zur Anzeige zu bringen.

Die Anzeige hat, wenn die Gefahrerhöhung von dem Versicherungsnehmer selbst verursacht oder gestattet wird, vierzehn Tage vor Herbeiführung derselben, und wenn die Gefahrerhöhung ohne Zutun des Versicherungsnehmers eintritt, binnen einem Monate, nachdem er von dem Eintritte derselben Kenntnis erlangt hat, zu erfolgen.

§ 50. Der Versicherer ist berechtigt, binnen 14 Tagen, nachdem er von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt hat, eine entsprechend höhere Prämie vom Zeitpunkte des Eintrittes der Gefahrerhöhung zu verlangen. Der Versicherungsvertrag erlischt, wenn der vom Versicherer verlangte Mehrbetrag nicht vor Eintritt der von dem Versicherungsnehmer verursachten oder gestatteten Gefahrerhöhung oder, wenn die letztere ohne Zutun des Versicherungsnehmers eingetreten ist, nicht binnen einem Monate seit der Anzeige von derselben gezahlt worden ist.

Hat der Versicherungsnehmer entgegen der Vorschrift des § 49 eine Gefahrerhöhung nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt oder kann nach den in dem Geschäftsbetriebe des Versicherers geltenden Grundsätzen die höhere Gefahr auch gegen eine höhere Prämie nicht übernommen werden, so kann der Versicherer den Vertrag kündigen. In dem letzteren Falle hat er, wenn die Gefahrerhöhung von dem Versicherungsnehmer weder verursacht noch gestattet worden ist, eine einmonatliche Kündigungsfrist einzuhalten.

Die Kündigung ist ausgeschlossen, wenn sie nicht binnen 14 Tagen, nachdem der Versicherer von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt hat, erfolgt oder der Zustand so, wie er vor dem Eintritte der Gefahrerhöhung bestanden hat, wieder hergestellt worden ist.

Erlischt der Vertrag nach Massgabe der Bestimmungen des 1. Absatzes oder wird derselbe von dem Versicherer gekündigt, weil er die höhere Gefahr nicht übernehmen kann, so hat er die über den Zeitpunkt der Vertragsauflösung hinaus empfangene Prämie zurückzuerstatten. Kündigt der Versicherer, weil die Gefahrerhöhung nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt

worden ist, so gebührt ihm die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode.

§ 51. Ist der Versicherungsfall nach der Gefahrerhöhung und bevor der frühere Zustand wieder hergestellt war, eingetreten und ist die Gefahrerhöhung nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt worden, so kann der Versicherer seine Leistung ablehnen.

Die Ablehnung ist jedoch ausgeschlossen:

1. Wenn der Versicherer rechtzeitige Kündigung unterlassen hat (§ 50).
2. Wenn dem Versicherungsnehmer an der Unterlassung der Anzeige ein Verschulden nicht zur Last fällt.
3. Wenn die Gefahrerhöhung ohne Zutun des Versicherungsnehmers erfolgt ist und weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der Leistung des Versicherers beeinflusst hat.

Dem Versicherer, welcher nach Massgabe der vorstehenden Bestimmungen seine Leistung ablehnt, gebührt gleichwohl die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode.

§ 52. Die Vorschriften dieses Titels finden keine Anwendung:

1. Auf Aenderungen, durch welche die Gefahr nur unerheblich erhöht wird. Gefahrerhöhungen, welche durch eine Aenderung jener Umstände verursacht werden, welche der Versicherungsnehmer auf Befragen des Versicherers bei Abschliessung des Vertrages angezeigt hat, gelten als erheblich.

2. Auf Gefahrerhöhungen, welche durch das Interesse des Versicherers, durch ein Ereignis, für das er haftet, oder durch ein Gebot der Menschlichkeit veranlasst worden sind.

*Herrenhausvorlage.* § 58. Der Versicherungsnehmer hat dem Versicherer jede während der Dauer des Versicherungsverhältnisses eintretende Aenderung der zur Beurteilung der Gefahr dienenden Umstände anzuzeigen, nach denen er bei Abschluss des Vertrages vom Versicherer gefragt worden ist oder die er vor Abschluss des Vertrages dem Versicherer angegeben hat.

Ist die Gefähränderung von dem Versicherungsnehmer weder verursacht noch gestattet oder ist der Versicherungsnehmer zu der Herbeiführung oder Gestattung der Gefähränderung durch äussere, von seinem Willen unabhängige Umstände genötigt worden, so kann die Anzeige der Gefähränderung nicht als verspätet erklärt werden, wenn sie binnen einem Monat erfolgt, nachdem der Versicherungsnehmer von deren Eintritt Kenntnis erlangt hat. In allen andern Fällen einer vom Versicherungsnehmer verursachten oder gestatteten Gefähränderung ist die Anzeige vor Eintritt der Gefähränderung zu erstatten.

Hat durch die Gefähränderung eine Erhöhung der vom Versicherer übernommenen Gefahr stattgefunden, so kann der Versicherer den Vertrag innerhalb eines Monats, nachdem er von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt hat, kündigen. Ist die Gefahrerhöhung von dem Versicherungsnehmer weder verursacht noch gestattet oder ist der Versicherungsnehmer zu der Herbeiführung oder Gestattung der Gefahrerhöhung durch äussere, von seinem Willen unabhängige Umstände genötigt worden, so hat der Versicherer eine einmonatliche Kündigungsfrist einzuhalten.

Die Kündigung ist ausgeschlossen, wenn der Zustand so, wie er vor dem Eintritte der Gefahrerhöhung bestanden hat, wiederhergestellt worden ist.

Kündigt der Versicherer, so gebührt ihm, wenn die Gefahrerhöhung nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt worden ist, die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode, andernfalls hat er die für die



Zeit nach Erlöschen des Vertrages bezahlte Prämie zurückzuerstatten.

§ 59. Ist der Versicherungsfall nach der Gefahrerhöhung eingetreten, bevor der frühere Zustand wiederhergestellt worden ist, so kann der Versicherer seine Leistung ablehnen, wenn der Versicherungsnehmer schuldbarer Weise die Anzeige der Gefahrerhöhung nicht oder nicht rechtzeitig erstattet hat.

Diese Ablehnung ist jedoch ausgeschlossen, wenn rechtzeitige Kündigung unterblieben ist (§ 58, Absatz 3) oder wenn die Gefahrerhöhung weder den Eintritt der Versicherungsfalles noch den Umfang der Leistung des Versicherers beeinflusst hat.

Dem Versicherer, der seine Leistung ablehnt, gebührt die Prämie bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode.

§ 60. Als Gefahrerhöhungen, die zur Kündigung oder zur Ablehnung der Leistung berechtigen, sind nicht anzusehen:

1. Aenderungen, durch welche die Gefahr nur in unerheblicher Weise erhöht wird;

2. Aenderungen, die durch das Interesse des Versicherers, durch ein Ereignis, für das dieser haftet, oder durch ein Gebot der Menschlichkeit veranlasst werden.

*Gegentwurf.* § 29. Hat nach Abschluss des Vertrages eine Erhöhung der vom Versicherer übernommenen Gefahr stattgefunden, so ist der Versicherer berechtigt, den Vertrag zu kündigen. Ist die Gefahrerhöhung unabhängig vom Willen des Versicherungsnehmers eingetreten, so wird die Kündigung erst mit dem Ablauf eines Monats wirksam. Einer solchen Gefahrerhöhung ist eine Gefahrerhöhung gleichzuachten, zu deren Bewirkung oder Gestattung der Versicherungsnehmer durch äussere Umstände, die von seinem Willen unabhängig sind, genötigt worden ist.

Das Kündigungsrecht erlischt, wenn es nicht innerhalb eines Monats, nachdem der Versicherer von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt hat, ausgeübt wird oder wenn der Zustand, der vor der Gefahrerhöhung bestanden hat, wiederhergestellt ist.

§ 30. Der Versicherungsnehmer hat die Gefahrerhöhung sogleich, nachdem er von ihr Kenntnis erlangt hat, und, wenn tunlich, noch vor ihrem Eintritte dem Versicherer anzuzeigen.

Unterlässt der Versicherungsnehmer die rechtzeitige Anzeige, so ist der Versicherer, wenn der Versicherungsfall nach der Gefahrerhöhung eintritt, von der Verpflichtung zur Leistung frei. Ist eine Gefahrerhöhung der im § 29, Absatz 1, Satz 2 und 3, bezeichneten Art nicht rechtzeitig angezeigt worden, so ist der Versicherer nur dann von der Verpflichtung zur Leistung frei, wenn der Versicherungsfall später als einen Monat nach dem Zeitpunkt eintritt, in welchem die Anzeige dem Versicherer hätte zugehen müssen.

Die Verpflichtung zur Leistung bleibt jedoch bestehen, wenn dem Versicherungsnehmer ein Verschulden an der Unterlassung oder Verspätung der Anzeige nicht zur Last fällt oder wenn die Gefahrerhöhung keinen Einfluss auf den Eintritt des Versicherungsfalles und auf den Umfang der Leistung des Versicherers gehabt hat. Das Gleiche gilt, wenn beim Eintritte des Versicherungsfalles die Frist für die Kündigung des Versicherers abgelaufen und eine Kündigung nicht erfolgt war.

§ 31. Als Gefahrerhöhungen kommen nur Aenderungen solcher Umstände in Betracht, auf deren Erheblichkeit für die Gefahr der Versicherungsnehmer vom Versicherer durch gehörige Fragestellung bei der Schliessung des Vertrages (§ 24, Absatz 1) oder durch besonderen

Hinweis in der Versicherungsurkunde aufmerksam gemacht worden ist. Der Versicherungsnehmer, der die Aenderung eines solchen Umstandes dem Versicherer nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt hat, kann sich nicht damit entschuldigen (§ 30, Absatz 3), dass er ihre Erheblichkeit nicht erkannt habe.

Die Vorschrift des Absatz 1, Satz 1, gilt nicht, wenn der Versicherungsnehmer eine erhebliche Gefahrerhöhung arglistig verschweigt.

§ 32. Eine unerhebliche Erhöhung der Gefahr bleibt ausser Betracht. Eine Gefahrerhöhung bleibt auch dann ausser Betracht, wenn sie durch das Interesse des Versicherers oder durch ein Ereignis, für das der Versicherer haftet, oder durch ein Gebot der Menschlichkeit veranlasst wird.

*Kommissionseutwurf des Herrenhauses.* § 33. Ist nach Abschluss des Vertrages eine erhebliche Erhöhung der vom Versicherer übernommenen Gefahr eingetreten, so ist der Versicherer berechtigt, das Versicherungsverhältnis zu kündigen.

Als Gefahrerhöhung kommt nur eine solche Aenderung der Gefahrlage in Betracht, die in der Versicherungsurkunde besonders bezeichnet ist oder die sich auf die Aenderung eines Gefahrumstandes bezieht, nach dem der Versicherungsnehmer bei Abschluss des Vertrages gefragt worden ist (§ 3).

Ist die Gefahrerhöhung ohne Zutun des Versicherungsnehmers herbeigeführt worden oder ist der Versicherungsnehmer zur Herbeiführung oder Gestattung der Gefahrerhöhung durch von seinem Willen unabhängige Umstände genötigt worden, so hat der Versicherer eine einmonatliche Kündigungsfrist einzuhalten.

Das Kündigungsrecht des Versicherers erlischt in jedem Fall einer Gefahrerhöhung, wenn es nicht innerhalb eines Monats, nachdem der Versicherer von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt hat, ausgeübt wird oder wenn der Zustand, so wie er vor der Gefahrerhöhung bestanden hat, wiederhergestellt ist.

§ 34. Der Versicherungsnehmer hat eine mit seinem Willen herbeigeführte erhebliche Gefahrerhöhung noch vor ihrem Eintritte, andere erhebliche Gefahrerhöhungen unverzüglich, nachdem er von ihrem Eintritte Kenntnis erlangt hat, dem Versicherer anzuzeigen.

Unterlässt der Versicherungsnehmer die rechtzeitige Anzeige, so ist der Versicherer, wenn der Versicherungsfall nach der Gefahrerhöhung und bevor der frühere Zustand wieder hergestellt ist, eintritt, von der Verpflichtung zur Leistung frei: diese Rechtsfolge tritt jedoch nicht ein:

1. wenn dem Versicherungsnehmer an der Unterlassung oder Verspätung der Anzeige ein Verschulden nicht zur Last fällt;
2. wenn die Erhöhung der Gefahr keinen Einfluss auf den Eintritt des Versicherungsfalles und auf den Umfang der Leistung des Versicherers gehabt hat;
3. wenn zur Zeit des Eintrittes des Versicherungsfalles die Frist für die Ausübung des Kündigungsrechtes des Versicherers (§ 33, Absatz 4) abgelaufen und eine Kündigung nicht erfolgt ist;
4. wenn die im § 33, Absatz 3, erwähnte Gefahrerhöhung nicht rechtzeitig angezeigt worden ist, der Versicherungsfall aber früher als einen Monat nach dem Zeitpunkte eintritt, in welchem die Anzeige dem Versicherer hätte zugehen müssen.

§ 35. Dem Versicherer gebührt die Prämie trotz der Kündigung oder Erlöschung seiner Verpflichtung zur Leistung bis zum Schlusse der Versicherungsperiode, in der er von der Gefahrerhöhung Kenntnis erlangt



hat, wenn aber die Kündigung erst in der folgenden Versicherungsperiode wirksam wird (§ 33, Absatz 3, 4) bis zur Beendigung des Versicherungsverhältnisses.

§ 36. Eine Gefahrerhöhung, die durch das Interesse des Versicherers oder durch ein Ereignis, für das der Versicherer haftet, oder durch ein Gebot der Menschlichkeit veranlasst wird, kommt nicht in Betracht.

Die Bestimmungen über die Gefahrerhöhung waren im Vorentwurf, Programm und in der Herrenhausvorlage für die Schadens-, Lebens- und Unfallversicherung verschieden gestaltet. Erst der Gegenentwurf hat in Anlehnung an das deutsche Gesetz — von einer Sonderbestimmung für die Lebensversicherung abgesehen — eine für alle Versicherungszweige einheitliche Regelung geschaffen, die dann naturgemäss im allgemeinen Teil des Gesetzes ihren Platz fand. Diese Art der Regelung hat dann auch die Herrenhauskommission rezepiert. Ohne auf die Bestimmungen über die Lebensversicherung näher einzugehen, sei hier lediglich die Gefahrerhöhung vom Standpunkte der Schadensversicherung in Betracht gezogen.

Es ist ein schwerer Mangel des Vorentwurfes, dass er weder eine Anzeigepflicht *ex lege* normiert, noch dem Versicherungsnehmer ausdrücklich die Vornahme oder Zulassung einer Gefähränderung ohne Zustimmung des Versicherers untersagt. Diese beiden Fundamentalsätze, welche das deutsche Gesetz an die Spitze seiner Bestimmungen über Gefahrerhöhung stellt, fehlen im Vorentwurf ganz. Der Entwurf stellt in der ersteren Beziehung lediglich auf die vertragliche Vereinbarung ab und schränkt dieselbe überdies dadurch ein, dass er dem Versicherungsnehmer eine Frist von einem Monat *a tempore scientiae* für die Erstattung dieser Anzeige einräumt und durch § 62 jede Abkürzung derselben ausschliesst. Das Programm setzt die Anzeigepflicht des Versicherungsnehmers ausdrücklich fest und da es die ganze Frage der Gefahrerhöhung von diesem Standpunkte löst, stellt es den Rechtssatz von der Anzeigepflicht an die Spitze des Titels über die Gefahrerhöhung. Hiebei unterscheidet das Programm hinsichtlich des Zeitpunktes, in dem die Anzeige zu erstatten ist, zwischen den vom Versicherungsnehmer selbst verursachten und den ohne sein Zutun eingetretenen Gefahrerhöhungen. Erstere müssen 14 Tage vor Herbeiführung derselben, letztere binnen einem Monat nach erlangter Kenntnisnahme angezeigt werden. Die Anzeigepflicht ist in den späteren Entwürfen nicht mehr bestritten worden, doch ergeben sich in Bezug auf Umfang und Zeitpunkt der zu erstattenden Anzeige noch

wesentliche Verschiedenheiten zwischen den einzelnen Entwürfen.

Die Herrenhausvorlage zog die Grenzen der Anzeigepflicht viel weiter als das Programm. Während sich dieses auf die Anzeige von Gefahrerhöhungen beschränkte, bestimmte jene, dass der Versicherungsnehmer dem Versicherer jede Aenderung der zur Beurteilung der Gefahr dienenden Umstände anzuzeigen habe. Die Vorlage ging somit von dem Gedanken aus, dass es der Erfahrung und Einsicht des Versicherers überlassen bleiben müsse, zu beurteilen, ob die Aenderung der Gefahrlage auch eine Gefahrerhöhung bedeute. So richtig dieser Gedanke an sich ist, praktische Bedeutung konnte er darum doch nicht erlangen. Denn die Geltendmachung von Konsequenzen in Bezug auf den Fortbestand des Vertrages und die Haftung wurde dem Versicherer doch nur gestattet, wenn sich die Aenderung als Gefahrerhöhung qualifizierte. Die Herrenhausvorlage hatte somit eine Rechtspflicht aufgestellt, ohne sie durch eine Sanktion zu schützen oder auch nur schützen zu können. Diesen Mangel hat der Gegenentwurf beseitigt, indem er die Anmeldepflicht wieder auf die Gefahrerhöhungen beschränkte, aber dabei ausdrücklich aussprach, dass der Versicherungsnehmer, der die Gefahrerhöhung dem Versicherer nicht oder nicht rechtzeitig angezeigt hat, sich nicht damit entschuldigen könne, dass er dieselbe nicht erkannt hat. Die Herrenhauskommission stellt gleich dem Gegenentwurf nur auf die Anzeige von Gefahrerhöhungen ab; wie sie jedoch im allgemeinen den Grundgedanken vertritt, dass nur ein schuldhaftes Verhalten dem Versicherungsnehmer zum Nachteil gereichen könne, begnügt sie sich auch hier damit festzusetzen, dass der Versicherer nicht haftet, wenn die Anzeigepflicht schuldhafterweise verletzt wurde, sodass also stets auch das subjektive Moment in Betracht zu ziehen ist.

Was die Frist zur Erstattung der Anzeige durch den Versicherungsnehmer anlangt, so ist dieselbe durch die Herrenhausvorlage zu Ungunsten des Versicherers fixiert worden. Das Programm hatte, wie bereits hervorgehoben, bestimmt, dass bei den vom Versicherungsnehmer selbst verursachten oder gestatteten Gefahrerhöhungen die Anzeige 14 Tage vor Herbeiführung derselben zu erstatten sei. Bei dieser Gruppe von Gefähränderungen weiss der Versicherungsnehmer deren Eintritt in der Regel bereits längere Zeit vorher und es schien billig, ihn zu verhalten, die Anzeige so zu erstatten, dass die Haftung des Versicherers noch vor Eintritt der Gefahrerhöhung endet. Die Regierungsvorlage setzte demgegen-

über lediglich fest, dass die Anzeige vor Eintritt der Gefahränderung zu erstatten sei. Bei den ohne Zutun des Versicherungsnehmers herbeigeführten Gefahrerhöhungen blieb es bei der Regelung des Programmes; die Anzeige gilt als rechtzeitig eingebracht, wenn sie binnen einem Monat erfolgt, nachdem der Versicherungsnehmer von deren Eintritt Kenntnis erlangt hat. Die Folge dieser Bestimmung ist, dass der Versicherer, da er bei seiner Kündigung eine einmonatliche Kündigungsfrist einhalten muss, unter Umständen volle zwei Monate von dem Tage an haften muss, an dem der Versicherungsnehmer Kenntnis von der Gefahrerhöhung erhalten hat. Mit vollem Rechte hat der Gegenentwurf gegen diese Gewährung einer ganzen Monatsfrist Stellung genommen. In Anlehnung an das deutsche und Schweizer Gesetz schreibt daher der Gegenentwurf vor, dass die Anzeige sogleich nach erlangter Kenntnis und wenn tunlich noch vor dem Eintritte der Veränderung zu erstatten ist. Die Herrenhauskommission hat diese Regelung im grossen ganzen akzeptiert. Da aber der Versicherungsnehmer bei den mit seinem Willen herbeigeführten Gefahrerhöhungen jedenfalls die Einwilligung des Versicherers zur Uebernahme der erhöhten Gefahr einholen soll, bestimmte die Kommission, dass in diesen Fällen die Anzeige *unbedingt* noch *vor* Eintritt der Gefahrerhöhung erfolgen müsse.

Dass nur eine wirklich ins Gewicht fallende Gefahrerhöhung den Versicherer zur Geltendmachung der besonderen Rechtsfolgen berechtigen soll, hat schon der Vorentwurf ausgesprochen; er hat es jedoch unterlassen zu bestimmen, welche Aenderung der Gefahr als erheblich anzusehen ist. Das Programm präsumiert, dass Gefahrerhöhungen, welche durch eine Aenderung jener Umstände verursacht werden, die der Versicherungsnehmer auf Befragen des Versicherers bei Abschluss des Vertrages angezeigt hat, erheblich sind. „Es schliesst also die Anzeige aller jener Aenderungen aus, welche Tatsachen betreffen, die bei Vertragsschluss nicht anzuzeigen waren, und weist dadurch die Sorgfalt des Versicherungsnehmers auf einen Kreis von Gefahrtatsachen, die er von vornherein genau kennt und die sich seiner Aufmerksamkeit nicht entziehen können“. Die Herrenhausvorlage hat die rechtlich relevanten Gefahränderungen umschrieben als Aenderungen solcher Gefahrumstände, nach denen der Versicherungsnehmer bei Abschluss des Vertrages vom Versicherer gefragt worden ist oder die er vor Abschluss des Vertrages dem Versicherer angegeben hat. Die weitere Entwicklung

geht dahin, in der Textierung präzise zum Ausdruck zu bringen, dass die Anzeigepflicht sich lediglich auf die Aenderung der *Gefahr*-umstände im Gegensatz zu der Aenderung der blossen *Vertrags*-umstände bezieht und dass es hiebei gleichgiltig ist, ob der Versicherer nach ihnen im Fragebogen oder durch eine schriftliche Ergänzungsfrage bei Abschluss des Vertrages ausdrücklich gefragt hat oder ob dieselben in der Versicherungsurkunde als solche bezeichnet sind. G.E. § 31, Abs. 1, H.K. § 33, Abs. 1.

Durch den Eintritt der Gefahrerhöhung wird das „Gleichgewicht der beiderseitigen Leistungen“ gestört und die Verpflichtung, den Vertrag unter den bisherigen Bedingungen aufrechtzuerhalten, würde eine offenbare Ungerechtigkeit gegenüber dem Versicherer bedeuten. Der Vorentwurf räumt demnach dem Versicherer das Kündigungsrecht ein. Die Kündigung wird entweder sofort oder erst nach Ablauf eines Monats wirksam; das Kündigungsrecht ist befristet und erlischt, sobald der status quo ante wieder hergestellt ist.

Das Programm hat, indem es von den Verhältnissen der Praxis ausgeht, die Lösung auf einem andern Wege gesucht. Tritt eine Gefahrerhöhung ein, dann ist es in den meisten Fällen gar nicht die Absicht des Versicherers, an eine Aufhebung des Vertrages zu gehen. Er wird sich vielmehr bemühen, auch unter den geänderten Umständen den Vertrag aufrecht zu erhalten. Worauf es ihm ankommt ist, die Prämie dem erhöhten Risiko entsprechend zu regulieren. Erst wenn er dies nicht erzielen kann, wird er den Vertrag lösen. Diesem Gedanken trägt das Programm Rechnung. Der Versicherer hat das Recht, vom Zeitpunkte des Eintrittes der Gefahrerhöhung die entsprechend höhere Prämie zu verlangen, mit der Wirkung, dass der Vertrag erlischt, wenn der Mehrbetrag nicht vor Eintritt der vom Versicherungsnehmer gestatteten oder verursachten Gefahrerhöhung, bzw. nicht binnen einem Monat seit der Anzeige von der ohne sein Zutun erfolgten Erhöhung gezahlt worden ist.

Diese Bestimmung ist in die späteren Entwürfe nicht mehr aufgenommen worden. „Die Modalitäten, unter denen die Richtigstellung des Vertrages erfolgen soll, können der freien Uebereinkunft der Parteien überlassen werden.“ Das Gesetz hat die Rechtsfolgen nur insoweit festzusetzen, als die Auflösung des Vertragsverhältnisses und das Erlöschen der Haftung des Versicherers in Frage kommt. Die Regulierung der Prämie ist ein Zwischenstadium, auf welches im Gesetze selbst keine Rücksicht genommen zu werden braucht.

Es bleibt also auch in den späteren Entwürfen Grundsatz, dass wegen einer erheblichen Gefahrerhöhung der Versicherer lediglich kündigen könne. Bei nicht gewillkürten Gefahrerhöhungen hat der Versicherer hiebei eine Kündigungsfrist von einem Monate einzuhalten. Diese Frist wird für den Versicherer dadurch weniger drückend, weil der Versicherungsnehmer zur unverzüglichen Anzeige verhalten ist.

Eine Modifikation erleiden diese an sich einfachen Bestimmungen, wenn der Versicherungsfall eintritt, bevor noch durch Ausübung des Kündigungsrechtes oder Unterlassung der Kündigung innerhalb der gesetzlichen Frist die Rechtslage geklärt ist. Hier liegen die Verhältnisse ähnlich wie bei den Verwirkungsabreden. Aus dem Kündigungsrecht wird das Recht des Versicherers, seine Leistung abzulehnen, aber die Geltendmachung dieses Rechtes wird eingeschränkt in der Erwägung, dass durch den Eintritt des Versicherungsfalles der Anspruch seitens des Versicherungsnehmers bereits erworben worden ist, sodass seine „Entziehung nur in Ausnahmefällen gerechtfertigt erscheint“. Die Art, in welcher dies im Vorentwurf geschieht, ist vom Standpunkte der Versicherer sehr heftig angefochten worden. Der Vorentwurf hat hier wie bei den Verwirkungsabreden auf das Verschulden des Versicherungsnehmers abgestellt, aber wieder die Beweislast umgekehrt. Nicht der Versicherungsnehmer soll, um die Ablehnung der Leistung auszuschliessen, den Nachweis erbringen, dass er trotz Anwendung ordentlicher Sorgfalt die Gefahrerhöhung aus zwingenden Gründen nicht abzuwenden vermochte, sondern der Versicherer, der seine Leistung ablehnt, soll beweisen müssen, dass solche zwingende Gründe nicht vorgewaltet haben. Dass ein solcher Beweis schwierig, ja unmöglich zu führen ist, liegt auf der Hand. Auch in der Herrenhausvorlage erfolgt die Regelung der Beweislast noch zu Ungunsten des Versicherers. Erst die Kommission des Herrenhauses hat in Uebereinstimmung mit Programm und Gegenentwurf die Beweislast im Sinne der allgemeinen Rechtsgrundsätze geregelt.

Der Vorentwurf schliesst ferner auch die Ablehnung aus, wenn die Gefahrerhöhung weder den Eintritt des Versicherungsfalles noch den Umfang der Leistung des Versicherers beeinflusst hat. In dieser Allgemeinheit wollte das Programm der Bestimmung eine Berechtigung nicht zugestehen, vielmehr die Berücksichtigung des Kausalzusammenhanges nur in jenen Fällen gelten lassen, in denen die Gefahrerhöhung ohne Zutun des Versicherungsnehmers erfolgt ist.



Die Versicherer haben dies theoretisch damit motiviert, dass die Technik des Versicherungsbetriebes eine Gefahr niemals in ihre einzelnen Bestandteile zerlegen kann; sie muss vielmehr die Summe der einzelnen Gefahrmomente in ihren Wirkungen auf das Objekt und in ihren Wechselwirkungen aufeinander als einen einheitlichen Komplex betrachten. Erfährt eines der Gefahrmomente eine Aenderung, so ändert sich auch der Gesamtkomplex derselben und mit ihm auch das Wertungsergebnis. Die ganze Gefahr ist damit eine andere, u. zw. eine solche geworden, für welche der Versicherer niemals eine Haftung übernommen hat. Nur aus Billigkeitsrücksichten könne von diesem Standpunkte in den Fällen abgewichen werden, in denen die Gefahrerhöhung ohne Zutun des Versicherungsnehmers herbeigeführt wurde. Es wäre aber eine Ungerechtigkeit gegenüber dem Versicherer, wollte man ihn zur Leistung verhalten, wenn der Versicherungsnehmer selbst die Gefahrerhöhung verursacht oder gestattet hat. Der praktische Grund für den Widerstand der Versicherungsgesellschaften gegen diese Bestimmung lag darin, dass dieselbe auch für die Feuerversicherung Giltigkeit hat. In der überwiegenden Mehrheit der Fälle lässt sich aber die Brandursache nicht mit Bestimmtheit feststellen, oft sogar kaum vermuten. Dem Versicherer wird daher auch der Beweis des Causalnexus einfach unmöglich. Nun hat zwar der Entwurf hier die allgemeine Beweisregel nicht geändert, sondern dem Versicherungsnehmer den Beweis des mangelnden Kausalzusammenhanges auferlegt; bei der den Gesellschaften nicht immer freundlichen Tendenz der Judikatur war jedoch der Gedanke nicht von der Hand zu weisen, dass die Beweislast doch in der Praxis den Versicherer treffen werde. Die Herrenhausvorlage hat in Uebereinstimmung mit dem deutschen Gesetz von einer derartigen Einschränkung der Berücksichtigung des Causalnexus Abstand genommen und sie wurde auch später nicht mehr in Diskussion gezogen.

Eine ausdrückliche Bestimmung, wie sie weiter der Vorentwurf enthält, dass die Ablehnung der Leistung ausgeschlossen sein soll, wenn der Versicherer im Zeitpunkte, in dem die Anzeige zu erstatten gewesen wäre, von der Gefahrerhöhung Kenntnis hatte, erübrigte sich in der Herrenhausvorlage, dem Gegenentwurf und dem Entwürfe der Herrenhauskommission, die alle im allgemeinen Teil die Bestimmung enthalten, dass der Versicherer aus der Unterlassung oder nicht rechtzeitigen Erstattung einer Anzeige Rechtsnachteile nicht geltend machen könne, wenn er in dem



Zeitpunkte, in dem die Anzeige spätestens zu erstatten gewesen wäre, von dem anzuzeigenden Umstande Kenntnis hatte. Endlich hat der Gegenentwurf in Anlehnung an das deutsche Gesetz noch einen Ausschlussgrund für die Ablehnung der Leistung aufgestellt, wenn nämlich im Falle einer *nicht gewillkürten* Gefahrerhöhung die Anzeige nicht rechtzeitig erstattet worden ist, der Versicherungsfall aber früher als einen Monat nach dem Zeitpunkte eintritt, in welchem die Anzeige dem Versicherer hätte zugehen müssen. In diesem Falle hätte der Versicherer auch bei rechtzeitiger Anzeige, da er eine Kündigungsfrist von einem Monat einhalten muss, noch unbedingt gehaftet. Die Herrenhauskommission hat auch diesen Ausschlussgrund rezipiert.

Gleichwie bei den Verwirkungsabreden hat auch bei der Gefahrerhöhung der Vorentwurf dem Versicherer lediglich das Recht eingeräumt, sich im Vertrage die Prämie im Falle der Kündigung oder der Ablehnung seiner Leistung bis zum Schlusse der laufenden Versicherungsperiode auszubedingen. Das Programm und die späteren Entwürfe geben dem Versicherer einen Rechtsanspruch auf die Prämie, u. zw. nach dem Programm und der Herrenhausvorlage bis zum Schlusse der »laufenden Versicherungsperiode«, nach dem Gegenentwurf bis zum Schlusse der Versicherungsperiode, »in welcher er von der Kündigung oder Ablehnung rechtfertigenden Tatsache Kenntnis erlangt hat«. Die Herrenhauskommission trifft die gleiche Bestimmung und es ist nur eine scheinbare Ausnahme, wenn festgestellt ist, dass für den Fall, als die Kündigung erst in der folgenden Versicherungsperiode wirksam wird, dem Versicherer die Prämien bis zur Beendigung des Versicherungsverhältnisses zusteht. Denn in diesem Falle haftet der Versicherer über die Versicherungsperiode, in welcher er von der Gefahrerhöhung Kenntnis erhalten hat.

Dass der Versicherer bestimmte Gefahren von vornherein aus seiner Haftung vereinbarungsgemäss ausschliessen könne, sodass er für Versicherungsfälle, die infolge dieser Gefahren eintreten, nicht haftet, hat der Gegenentwurf ausdrücklich konstatiert. Die Herrenhauskommission hat dies als selbstverständlich erachtet und dieser Anschauung auch in den Motiven Ausdruck verliehen. Bei der Tendenz der Judikatur ist aber die Gefahr keineswegs ausgeschlossen, dass entgegen den Intentionen des Gesetzgebers die Vorschriften über die Gefahrerhöhung auch auf diese Fälle angewendet werden. Die Aufnahme der im Gegenentwurf enthaltenen

Bestimmung würde daher jedenfalls auch hierin volle Klarheit schaffen.

\* \* \*

Die vorstehenden Ausführungen dürften zur Genüge erweisen, dass die Zeit seit dem Jahre 1905 für Oesterreich eine Zeit emsigster produktiver Tätigkeit auf dem Gebiete der Gesetzgebung des Versicherungsvertragsrechtes gewesen ist. Praxis und zünftiges Gelehrtentum waren in gleicher Weise um diese Entwicklung bemüht und es waren nicht die unfruchtbaren Anregungen, die gerade von Seite der ersteren kamen.

Wer heute sine ira et studio diese Entwicklung überblickt, der wird sich des Eindrucks nicht erwehren können, dass die Kommissionsvorlage in dem Bestreben den »wirtschaftlich Schwächeren« zu schützen, noch in manchen Punkten über das Ziel schießt, er wird aber im grossen und ganzen sagen müssen, dass ein sehr wesentlicher Fortschritt in sachlicher und sprachlicher Hinsicht seit dem Vorentwurfe zu verzeichnen ist. Hoffen wir, dass sich das neue österreichische Versicherungsvertragsgesetz dem deutschen und schweizerischen werde ebenbürtig an die Seite stellen können!

Wien, im Februar 1912.

---

## LE COURS DE LA LÉGISLATION RELATIVE AU CONTRAT D'ASSURANCES EN AUTRICHE.

Par le Dr. MAX LEIMDÖRFER, Vienne.

---

La codification de la loi, relative au contrat d'assurances, se trouve toujours en pleine fluctuation en Autriche. En 1911, on se croyait près de voir cette loi votée par les deux Chambres, mais bientôt la dissolution du Parlement est venue anéantir cet espoir. Toutefois, la procédure parlementaire s'est avancée à un tel point qu'il paraît bien permis de confirmer que la construction fondamentale du projet de loi ainsi que les idées générales qui l'inspirent, resteront à peu près inaltérées à l'avenir. Dans ce sens, le développement du projet de loi peut être considéré presque comme arrivé à terme.

En 1905, le Ministère de la Justice avait communiqué un projet

de loi préliminaire aux corporations intéressées, pour demander leurs avis. Les critiques provoquées par ce projet ont été presque toutes défavorables. Parmi les mémoires soumis au Gouvernement relativement au dit projet de loi, il y a lieu de citer notamment celui qui a été élaboré par l'Association Austro-Hongroise des Compagnies privées d'Assurances, et cela parce que ce mémoire, au lieu de se satisfaire dans une simple critique négative, a opposé un contre-projet complet au projet du Gouvernement. Le Ministère de la Justice, en tenant compte pour une partie des suggestions faites par les intéressés, a apporté certaines modifications au projet de loi qui a été déposé ensuite au Sénat (Chambre des Seigneurs) le 19 décembre 1907.

Ensuite le „contre-projet” d'une loi sur le contrat d'assurances élaboré par le Prof. HUPKA et dont le principe dirigeant a été de s'assimiler autant que possible à la loi analogue de l'Allemagne, est devenu d'une influence décisive sur la marche ultérieure de la codification. Le projet de loi a reçu des modifications très importantes dans la „Commission économique et juridique réunie” du Sénat, c'est dans cette forme modifiée que le Sénat l'accepta en 1909. La Chambre des Députés qui ensuite fut saisie de ce projet de loi, le fit passer à sa commission juridique pour l'examiner et en donner son rapport. C'est le 28 février 1911 que la Commission déposa son rapport élaboré par le député Dr. VON WITTEK. Le rapport recommande l'acceptation nette et simple du projet, mais comme il a été dit ci-dessus, cette acceptation a été prévenue par suite de la dissolution du Parlement.

Voici donc les étapes successives dans lesquelles on a vu se produire le développement de la codification autrichienne relative au contrat d'assurances, depuis 1905. Le projet préliminaire et le programme de l'Association des Compagnies comme travaux préparatoires, ensuite le projet du Gouvernement, le contre-projet de Prof. HUPKA et enfin le projet de la Commission économique et juridique du Sénat. Cette série d'étapes législatives comporte en même temps un développement progressif, au point de vue des idées législatives autant que du langage de la loi; c'est ce que l'auteur démontre par les exemples des dispositions relatives aux clauses de déchéance et à l'augmentation du risque.

## THE COURSE OF LEGISLATION RELATING TO THE CONTRACT OF ASSURANCE IN AUSTRIA.

by Dr. MAX LEIMDÖRFER, Vienna.

\* The Law relating to Assurance Contracts is in Austria still in process of codification. The dissolution of the »Reichsrat« in the Spring of 1911 destroyed the expectation that the Assurance Contracts Bill would be passed that year. Although the fate of the bill is uncertain, it is nevertheless unlikely that in the new »Reichsrat« it will undergo fundamental alterations.

In 1905 the Minister of Justice submitted a draft bill to the corporations interested therein. This draft bill, which bore all the marks of an illconsidered proposal, was received with almost complete disapproval. The Austro-Hungarian Association of Private Assurance Institutions did not confine itself to negative criticism, but drew up a complete counter bill to that of the government. As a consequence the Minister of Justice altered his bill and then submitted it on the 19th December 1907 to the Upper House. The bill was then referred to the Economic Commission, which appointed a Sub-Committee of seven members to consider the proposal. Meanwhile the bill received very strong adverse criticism. HUPKA's counter bill, which advocated a return to the plan of the German Act, had considerable influence on the fate of the bill. It was not until the 28<sup>th</sup> December 1909 that the Upper House took in hand the bill as amended in Committee. The bill was then sent down to the Lower House, which submitted it to the Committee for Justice for consideration and advice.

In six sittings the Committee accepted the bill as amended by the Upper House commission. In order to avoid delay all amendments were declined. In Dr. VON WITTEK's report of the 28 February 1911 the Committee recommended to the assembly the amended bill, but owing to the dissolution the fate of the bill was not decided.

From the aforesaid notes we can see the successive steps by which the bill relating to Assurance Contracts has been evolved. The draft bill of the Minister of Justice and the proposal of the

Association are the preliminary steps; these are succeeded by the proposals of the Upper House, the counter bill of Prof. HUPKA and finally the bill as amended by the Economic Commission of the Upper House. A statement of these five bills shows how much the measure has gained in clearness of thought and fullness of speech; the author then proceeds to give illustrations of these improvements.

# UNTERRICHT IN VERSICHERUNGS-WISSENSCHAFT IN NORWEGEN

VON

DR. ALF GULDBERG, Kristiania.

---

Der Unterricht in der Versicherungs-Wissenschaft in Norwegen ist sehr jungen Datums und sehr elementar. Er basiert auf dem »Lov af 9<sup>de</sup> oktober 1905 om statsøkonomisk eksamen ved Universitetet« (Gesetz vom 9<sup>ten</sup> Oktober über das staatsökonomische Examen an der Universität). Es heisst in § 1 dieses Gesetzes: An der Universität soll die rechtswissenschaftliche Fakultät ein staatsökonomisches Examen abhalten, bei welchem Examen der Kandidat sowohl schriftlich als mündlich in den Disciplinen Nationalökonomie, Finanz-Wissenschaft und Statistik geprüft werden soll.

Im »Reglement for statsøkonomisk eksamen ved Universitetet af 27<sup>de</sup> november 1907« (Reglement für das staatsökonomische Examen an der Universität von 27<sup>ten</sup> November 1907) heisst es in § 1: Das staatsökonomische Examen wird einmal im Jahre am Schlusse des ersten Semesters abgehalten; zum ersten Male am Schlusse des ersten Semesters 1908.

Im § 2 des Reglement, wo die Kenntnisse des Examinanden specificirt werden, nach denen er geprüft werden soll, heisst es, in Betreff der Versicherungs-Wissenschaft: Erforderlich sind: Kenntnisse der Wahrscheinlichkeitsrechnung und der Versicherungsmathematik in dem Umfange, in welchem für dieses Examen Vorlesungen oder Übungen über diese Disciplinen abgehalten wurden.

Die Vorlesungen über Wahrscheinlichkeitsrechnung und deren Anwendung auf die mathematische Statistik, dauern ein Semester und umfassen drei Stunden in der Woche. Die Vorlesungen behandeln: 1. Definition und Bedeutung der mathematischen Wahrscheinlichkeit. 2. Formeln der Kombinatorik und die Formel von Stirling.



3. Direkte Wahrscheinlichkeitsbestimmung. 4. Totale Wahrscheinlichkeit. 5. Zusammengesetzte Wahrscheinlichkeit. 6. Kombination der Sätze über totale und zusammengesetzte Wahrscheinlichkeit. 7. Das Theorem von Bernoulli, das Gesetz der grossen Zahlen. 8. Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf Statistik.

Die Vorlesungen über Versicherungsmathematik erstrecken sich auf zwei Semester und zwar mit zwei Stunden in der Woche. Die Vorlesungen behandeln: 1. Historisches, Grundlagen. 2. Zinsenrechnung. 3. Periodische Zahlungen. 4. Sterblichkeit. 5. Einmalige Prämien für die hauptsächlichsten Versicherungen auf ein Leben. 6. Jährliche Prämien für die wichtigsten Versicherungen auf ein Leben. 7. Versicherung auf das Leben mehrerer Personen. 8. Rückgewähr. 9. Brutto-Prämien. 10. Prämien-Reserve. 11. Einstellung der Prämien-Zahlung. Veränderung der Prämie oder der Versicherung. 12. Die Bilanz.

Es ist aber zu bemerken, dass das staatsökonomische Examen eine Ausbildung allgemeiner Art bietet, es ist lange kein Aktuar-examen; die staatsökonomischen Kandidaten aspirieren z. B. auf Stellen im statistischen Bureau oder in solchen Instituten, wo ihre staatsökonomischen Kenntnisse von Nutzen sein können.

In der mathematisch-naturwissenschaftlichen Fakultät werden bisher nur gelegentlich Vorlesungen über Versicherungsmathematik abgehalten.

An der militärischen Hochschule werden dagegen regelmässig Vorlesungen über Wahrscheinlichkeitsrechnung und Ausgleichsrechnung abgehalten. Nicht wenige Offiziere haben daher eine Nebenbeschäftigung in den Lebensversicherungsgesellschaften gefunden. Nach dem neuen Versicherungsgesetze für Norwegen (vgl. § 1) wird die Sache sich indes wohl wesentlich anders gestalten. In diesem Gesetze wird vorgeschrieben, dass jede Lebensversicherungsgesellschaft einen verantwortlichen Aktuar haben muss.

Die Universität hat daher den Antrag gestellt, eine neue Professur für Versicherungsmathematik zu errichten. Der betreffende Professor soll Wahrscheinlichkeitsrechnung, mathematische Statistik, Ausgleichsrechnung, Versicherungsmathematik u. s. w. vortragen und Übungen in praktischen Berechnungen halten. Ein Plan für ein Aktuarexamen ist indes noch nicht im Detail ausgearbeitet worden.

---

## L'ENSEIGNEMENT SCIENTIFIQUE DES ASSURANCES EN NORWÈGE

par ALF GULDBERG, Kristiania.

---

A la Faculté de droit de Kristiania il y a chaque année un examen d'économie politique et de statistique, qui s'étend également sur le calcul des probabilités et la science actuarielle. Toutefois, ce ne sont que les éléments de ces dernières sciences qui font partie de l'instruction et de l'examen. A la Faculté des sciences mathématiques et naturelles on fait parfois des cours sur la science actuarielle. A l'Académie militaire on a régulièrement des cours sur le calcul des probabilités et la méthode des moindres carrés. L'Université a proposé récemment de créer une chaire nouvelle pour la science actuarielle, pour tenir compte des dispositions de la nouvelle loi sur l'assurance en Norvège, imposant à toute Compagnie d'Assurances sur la Vie l'obligation de nommer un actuaire responsable pour sa gestion. Un plan pour l'examen dans la science actuarielle n'a pas encore été établi.

---

## THE TEACHING OF ACTUARIAL SCIENCE IN NORWAY

by ALF GULDBERG, Kristiania.

---

In the Faculty of Law of the University of Kristiania, there are yearly so-called "economic-statistical" examinations including also calculation of probabilities and actuarial science. However, the instruction as well as the examination extend only to the elements of the said matters. At the Faculty of Mathematics and Natural Science lectures are given at times on "Assurance Mathematics" (actuarial science). At the military Academy there are regularly lectures on the calculation of probabilities and the theory of errors. The University has recently proposed to constitute a new professorial Chair for actuarial science in order to meet the conditions of the new insurance law in Norway, with regard to the obligatory appointment of responsible actuaries by all Life Insurance Companies. Regulations for the examination to be passed on assurance matters have not yet been fixed in detail.



# ENTWICKELUNG DER GESETZGEBUNG; VERSI- CHERUNGS-UNTERRICHT; VERSICHERUNGS- VERTRAG IN HOLLAND

VON

A. F. DE SAVORNIN LOHMAN JR., Amsterdam.

## *Versicherungsgesetzgebung.*

Wenn es mir gestattet ist, einen Vergleich zu machen, so möchte ich das Gebiet der Versicherungsgesetzgebung in Holland mit der herrlich schönen Umgebung von Garoet auf Java vergleichen. Alles ist da gleich friedlich und anmutig. Es ist ein kleines, ruhiges Paradies und man kann sich schwerlich denken, dass dort unter der Erdrinde gewaltige vulkanische Kräfte toben. Selbst wenn man in der Nähe des Kraters des Papandajans (der Schmiede) gekommen ist, bemerkt man von dieser vulkanischen Wirkung nicht viel; wenn man sich aber einmal im Krater befindet, hört man es unter sich sieden und kochen und pochen und hämmern, als ob man in einer grossen Stahlfabrik wäre, sodass man jeden Augenblick eine Eruption erwarten kann.

So ist es auch in Holland auf dem Gebiete der Versicherungs-Gesetzgebung. Dem nicht Eingeweihten erscheint es, als ob da nichts geschähe und alles beim alten bliebe, aber dennoch wird rege und emsig gearbeitet, und ist es zu erwarten, dass bald ein friedlicher Ausbruch stattfinden und Holland in kurzem durch ein hoffentlich vernünftiges Versicherungsgesetz bereichert werden wird.

Allerlei ernste Versuche wurden nach dieser Richtung bereits gemacht. Mit Königlichem Decret vom 4. October 1883 wurde zu diesem Zwecke eine Staatskommission ernannt. Diese erstattete am 15. Mai 1885 ihren Bericht, dem ein auf den Prinzipien des englischen Gesetzes aufgebauter Entwurf beigefügt war.

Im Jahre 1889 erstattete eine Kommission des Vereins für

Lebensversicherung Bericht über die Beratungen dieses Vereins mit Bezug auf die Grundsätze, von denen ein eventuelles Gesetz ausgehen sollte.

Mit Königlichem Decret vom 4. April 1892 wurde neuerlich eine Staatskommission eingesetzt, welche die Aufgabe hatte, Vorschläge in Bezug auf eine gesetzliche Regelung des Lebensversicherungsbetriebes zu machen. Diese erstattete ihren Bericht am 27. Februar 1897, und reichte dabei einen Gesetzentwurf ein, wobei sie den Grundsätzen staatlicher Bevormündung huldigte. Auch diese Arbeit blieb erfolglos.

Am 30. März 1898 wurde wiederum durch den Verein für Lebensversicherung eine Kommission mit dem Auftrage ernannt, einen Gesetzentwurf im Sinne des englischen Systems zu machen, welches Auftrages sie sich im März 1900 entledigte.

Unmittelbar nach der Reorganisation des Vereins für Lebensversicherung im Jahre 1908 wurde die Frage angeregt, was zur Beschleunigung des Zustandekommens eines Lebensversicherungsgesetzes getan werden könnte. In den Versammlungen der Generalstaaten wurde darauf in den letzten Jahren wiederholt bestanden und die Regierung hatte eine baldige Einreichung in Aussicht gestellt.

Der Verein für Lebensversicherung beschloss daher in seiner Versammlung dd. 29 Dezember 1908:

- 1°. Eine Kommission zu ernennen mit dem Auftrage, baldmöglichst ein Konzept eines Gesetzes beim Verein einzureichen, und
- 2°. den Minister des Innern von diesem Beschluss in Kenntnis zu setzen und Seine Excellenz zu bitten, bei der Zusammensetzung seines Entwurfes mit dieser Kommission und durch diese mit dem Verein für Lebensversicherung Fühlung gewinnen zu wollen. Der Minister erklärte sich dazu bereit.

Als Mitglieder dieser Kommission wurden gewählt: die Lebensversicherungs-Gesellschaft „Dordrecht“, die „Onderlinge (gegenseitige) Levensverzekering-Maatschappij 's-Gravenhage“ und die „Amsterdamsche Maatschappij van Levensverzekering“. Dieser Kommission wurde in der Wahl des im Gesetze zu verkörpernden Systems absolute Freiheit gewährt.

Nachdem die Kommission den Gegenstand eingehenden Studien unterzogen hatte, unterbreitete sie dem Verein für Lebensversicherung die Hauptgrundsätze, auf welchen ihrer Meinung nach der Entwurf aufgebaut werden sollte. Diese wurden in der Ver-

sammlung des Vereins vom 16. und 21. Dezember 1909 besprochen und folgendermassen festgestellt:

- I. Der Zweck des Lebensversicherungsgesetzes soll sein: Wahrung der Interessen der Versicherungsnehmer bei den in Holland oder in seinen Kolonien operierenden Gesellschaften;
- II. A. Die Obrigkeit solle den Unternehmungen in ihrer Verwaltung vollkommene Freiheit gewähren und die völlige Verantwortlichkeit dafür auf ihrem Vorstand ruhen lassen, derart dass die Obrigkeit zwar eingreifen darf, aber nur dann, wenn diese Freiheit missbraucht wird.
  - B. Sie verlange aber:
    - a. dass die Unternehmung bei ihrer Gründung bestimmten Anforderungen genüge;
    - b. dass der Vorstand der Unternehmung zu bestimmten Zeiten der geführten Verwaltung eine derartige Publicität verleihe, dass auch die ausser ihr stehenden Sachverständigen ihren Zustand genügend beurteilen können.
  - C. Sie soll es ermöglichen, dass im Falle dem Vorstand der Unternehmung dies erwünscht erscheint, oder wenn in der gesetzlich vorgeschriebenen Weise deren Insolvenz nachgewiesen wird, das Geschäft einer anderen Unternehmung übertragen werden, oder dass zwei Unternehmungen vereint oder die Geschäfte liquidiert werden können.
- III. A. Präventivmassregeln.
  - a. Vor allem ist zu bestimmen, dass das Lebensversicherungsgeschäft nicht durch Privatpersonen, sondern nur durch juristische Personen ausgeübt werden darf, weiter sollen die Interessen der Versicherungsnehmer sichergestellt werden, falls das Lebensversicherungsgeschäft mit anderen Geschäftszweigen combinirt ist oder späterhin combinirt wird.
  - b. Das Gesetz hat zu bestimmen, welchen Bedingungen diese juristische Personen zu genügen haben, bevor sie mit dem Betrieb des Lebensversicherungsgeschäfts beginnen dürfen;  
Insbesondere ist festzustellen:
    - 1<sup>o</sup>. der Minimalbetrag des Gesellschaftskapitals;
    - 2<sup>o</sup>. dass das Gesellschaftskapital gänzlich voll gezeichnet sein muss;



- 3<sup>o</sup>. dass auf alle Aktien im Gesellschaftskapital ein höherer Prozentsatz eingezahlt wird als jetzt im Handelsgesetzbuch gefordert ist, damit die Erfüllung der Verpflichtungen besser garantiert wird;
- 4<sup>o</sup>. die Leistung einer entsprechenden Kautions.

*B. Zwang zur Publicität (Veröffentlichung):*

- a.* Es wird vorgeschrieben, welche Tabellen in Bezug auf die Entwicklung und die Lage des Geschäfts, die Sterblichkeit unter den Versicherten, die Verrechnung der Einnahmen und Ausgaben und des Solls und Habens, die Berechnung der mathematischen Reserven, und die Anlage der Aktiven, angefertigt und veröffentlicht werden müssen. Die Formulare für diese Tabellen müssen durch eine „algemeene maatregel van bestuur“ festgestellt werden.
- b.* Diese Tabellen müssen derartig eingerichtet sein, dass die Unternehmung dadurch nicht genötigt wird Details zu veröffentlichen, welche infolge des besonderen Charakters des Versicherungsbetriebes, sowohl mit Rücksicht auf die Interessen der Versicherten als auch im Hinblick auf die kommerziellen Rücksichten der Gesellschaften geheim gehalten werden sollen.

*C. Kontrolle.*

Es ist eine Versicherungskammer zu errichten, eine unabhängige Körperschaft welche unmittelbar zu einem Ministerium ressortieren und folgende Befugnisse haben soll:

- a.* das Recht, die Angaben (cf. *B. a.*) periodisch zu kontrollieren;
- b.* die Obliegenheit, über diese Kontrolle Bericht zu erstatten;
- c.* das Recht, Auskünfte zur besseren Beurteilung der veröffentlichten Angaben und der finanziellen Lage der Gesellschaft einzuholen.

*D. Eingreifen der Aufsichtsbehörde.*

- a.* Die Versicherungskammer soll berechtigt sein selbstständig oder auf Antrag von Versicherungsnehmern, einzugreifen:
  - 1<sup>o</sup>. wenn den gesetzlichen Anforderungen nicht Folge geleistet wird;
  - 2<sup>o</sup>. bei Fusion, bei Uebertragung, bei Liquidation oder im Falle von Betriebsabgängen;

- 3°. bei nachgewiesener schlechter Verwaltung oder wenn die Lage der Gesellschaft einer derart gefährdete ist, dass sie möglicherweise in absehbarer Zeit ihren Verpflichtungen, welche sich aus den Versicherungsverträgen ergeben, nicht wird nachkommen können. Hierbei ist jedoch die Einschränkung aufzustellen, dass die Versicherungskammer in diesen Fällen nicht selbst als Richter auftreten, sondern eventuelle Anklagen bei einem rechtsprechenden von der Kammer unabhängigen Kollegium einbringen soll.

IV. Die auswärtigen Unternehmungen werden vorbehaltlich der erforderlichen Abänderungen, den Bestimmungen dieses Gesetzes unterworfen.

---

Diese Grundsätze, welche, wie die Kommission auseinandersetzte, hauptsächlich durch das englische System von Freiheit und Publicität inspiriert waren, in den äussersten Fällen jedoch unter grossen Garantien das Eingreifen eines unabhängigen Collegiums ermöglichen, lagen dem am 6. Mai 1910 fertiggestellten Gesetzentwurfe zu Grunde.

Dieser Entwurf wurde in den Versammlungen des Vereins vom 29. Juni und 6. Juli 1910 besprochen und, mit Vorbehalt verschiedener Abänderungen, nahezu einstimmig durch den Verein angenommen und den 21. Juli 1910 beim Minister eingereicht.

Es sei mir gestattet in wenigen Zügen den Inhalt des Entwurfes mitzuteilen.

#### ARTIKEL 1.

Dem Gesetze werden unterworfen alle in- und ausländischen Gesellschaften, sowohl diejenigen, welche das gewöhnliche Lebensversicherungsgeschäft wie jene, welche das Volksversicherungsgeschäft betreiben, ferner alle Kassen, gleichviel ob sie durch öffentliche Behörden eingesetzt oder mit Handels- oder Industrieanstalten verbunden sind. Hinsichtlich der Volksversicherungsgesellschaften und Kassen werden verschiedene Ausnahmebestimmungen festgesetzt.

## ARTIKEL 2.

Zum Geschäftsbetriebe werden nur Aktien- und Gegenseitigkeits-Gesellschaften zugelassen.

## ARTIKEL 9.

Das Gesellschaftskapital hat bei Aktien-Gesellschaften mindestens eine Million Gulden zu betragen, wovon wenigstens 25 % eingezahlt sein müssen. Es muss voll gezeichnet sein. Ein Aktionär darf nicht mehr als 5% vom Gesellschaftskapital an nicht volleingezahlten Aktien in Eigentum haben. Für bestehende Gesellschaften sind Uebergangsbestimmungen gemacht.

## ARTIKEL 11.

Gegenseitigkeitsgesellschaften bedürfen eines Garantiekapitals von mindestens *f* 500.000.—. Dieses ist auf eine Million zu erhöhen, wenn sie befugt sein sollen, Versicherungen zu festen Prämien abzuschliessen. Für bestehende Gesellschaften gelten auch hier Uebergangsbestimmungen.

## ARTIKEL 12.

Eine Unternehmung darf den Geschäftsbetrieb nicht beginnen, ehe ihr nicht die Versicherungskammer schriftlich bestätigt, dass sie den gesetzlich für die Eröffnung des Betriebes festgesetzten Vorschriften genügt hat.

## ARTIKEL 13.

Jede Unternehmung muss bei der Versicherungskammer eine Kaution von *f* 100.000 hinterlegen, welche aber nicht zur Deckung der Prämienreserve dienen darf. Für schon existierende Gesellschaften sind Uebergangsbestimmungen gemacht.

## ARTIKEL 15.

Die Unternehmung hat jährlich über die während des vorigen Geschäftsjahres geführte Verwaltung Rechnung zu legen; mindestens jedes 5. Jahr wird die Prämienreserve mathematisch berechnet.

Sowohl über den Rechnungsabschluss als auch über die Premienreserven sind Ausweise nach den vorgeschriebenen Formularen anzufertigen. Diese Ausweise werden bei der Versicherungskammer eingereicht.

#### ARTIKEL 16.

Die Unternehmungen sind verpflichtet, den Interessenten auf deren Wunsch ihre Satzungen und Jahresberichte zuzusenden.

#### ARTIKEL 17.

Die Unternehmungen sind verpflichtet, in einem Separatregister die Aktiva, welche dem zur Deckung der Prämienreserve dienenden Versicherungsfonds angehören, zu verzeichnen. Versicherungsnehmer haben darauf ein Vorzugsrecht.

#### ARTIKEL 20.

Es wird eine Versicherungskammer eingesetzt, welche

- A. die Aufsicht über die Vollstreckung des Gesetzes, und
- B. die Kontrolle über die ihr durch die Unternehmungen eingereichten Tabellen und gemachten Angaben zu führen hat. Sie veröffentlicht jährlich einen Bericht, der u. a. die bei ihr eingereichten und zur Veröffentlichung bestimmten Tabellen enthält.

#### ARTIKEL 21.

Sie ist berechtigt, Aufklärungen zu verlangen und Gutachten abzugeben, sowie auch Prüfungen im Bureau der Unternehmungen vorzunehmen.

#### ARTIKEL 24.

Dieser Artikel setzt die Bedingungen für eine Uebertragung oder Fusion fest. Zu diesen Transaktionen ist die Zustimmung der Versicherungskammer erforderlich.

#### ARTIKEL 25.

Auf Antrag ihres Vorstandes, oder eines oder mehrerer Versiche-

rungsnehmer oder Aktionäre oder der Versicherungskammer kann eine Unternehmung, sofern ihre Lage derartig ist, oder ihre Verwaltung in einer solchen Weise geführt wird, dass die ernste Gefahr droht, dass sie ihren Verpflichtungen nicht dauernd nachkommen kann, — durch die dazu bestimmte Behörde unter Sequester gestellt werden. Bevor die Sequestration beantragt wird, sind der Vorstand und die Versicherungsnehmer u. s. w. verpflichtet dazu die Zustimmung der Versicherungskammer einzuholen. Die Versicherungskammer kann nur dann die Sequestration beantragen, falls alle Mitglieder oder alle bis auf eines damit einverstanden sind; besteht das Collegium nur aus drei Mitgliedern, dann ist die Zustimmung aller Mitglieder erforderlich.

Die Sequestration wird durch die dazu befugte Behörde ausgesprochen; sowohl die Unternehmungen wie die Versicherungskammer haben die Befugnis, einen Assessor zu ernennen, welcher an den Sitzungen und Beratungen jener Behörde teilnimmt.

#### ARTIKEL 26.

Hat die Behörde die Sequestration ausgesprochen, so wird ein Verweser ernannt und die Unternehmung steht unter Kuratel. Der Abschluss neuer Geschäfte wird während der Sequestration eingestellt. Die Versicherungskammer ist befugt, alle Massregeln zu treffen, welche nach ihrem Urteil im Interesse der Versicherungsnehmer gelegen sind, u. a. die Versicherungssummen herabzusetzen, das ganze Geschäft oder bestimmte Zweige davon einer oder mehreren bestehenden Unternehmungen oder einer zu diesem Zwecke zu errichtenden Gegenseitigkeitsgesellschaft zu übertragen.

#### ARTIKEL 30

regelt die Verhältnisse für den Fall des Konkurses einer Lebensversicherungsunternehmung. Die Bestimmungen der Konkursordnung werden ausser Kraft gesetzt und jene der Sequestration, wie in den vorstehenden Artikeln geregelt, treten in Kraft.

#### ARTIKEL 31

regelt die Auflösung einer Unternehmung.

#### ARTIKEL 32.

Gegen alle Entscheidungen der Versicherungskammer kann

Berufung eingelegt werden. Derjenige, welcher Berufung einlegt, und auch die Versicherungskammer haben das Recht, einen Beisitzer zu ernennen, der an den Sitzungen und Beratungen der Berufungsbehörde teilnimmt.

### ARTIKEL 33.

Unternehmungen, welche ausschliesslich das Volksversicherungsgeschäft betreiben, bedürfen nur eines Gesellschaftskapitals von *f* 100.000.— oder (bei Gegenseitigkeitsgesellschaften) eines Garantiekapitals von *f* 50.000.—. Als Sicherstellung genügen *f* 25.000.—.

### ARTIKEL 34.

Des Weiteren wird ausführlich festgesetzt, wie mit den bestehenden Begräbniskassen zu verfahren ist.

### ARTIKEL 39 fgg.

Die auswärtigen, in Holland arbeitenden Gesellschaften sind den gleichen Bestimmungen wie die inländischen unterworfen. Sie sind verpflichtet die Vertretung einem Generalvertreter, dem zwei Kommissare zur Seite stehen, zu übertragen. Diese sind für die Vollziehung der Bestimmungen des Gesetzes verantwortlich.

Jede auswärtige Unternehmung hat sich der niederländischen Gesetzgebung und dem niederländischen Rechtspruch zu unterwerfen.

Sie muss bei der Versicherungskammer eine Kautions von *f* 100,000 hinterlegen und ist verpflichtet die auf das holländische Geschäft entfallende Prämienreserve (Art. 17) hierlands zu deponieren.

Ist kein Generalvertreter ernannt, so ist die Versicherungskammer befugt, einen Stellvertreter zu ernennen, bis die Vacanz erledigt ist.

---

Der Entwurf enthält, wie dem Minister bei der Ueberreichung mitgeteilt wurde, mehrere ausführliche Regelungen, welche vielleicht besser in königlichen Dekreten als in einem Gesetze zusammenzufassen wären. Der Verein glaubte jedoch, sich in diese technisch-legislatorischen Fragen nicht vertiefen zu müssen, sondern wollte den Minister in den Stand setzen, auf jeden wichtigen Fragepunkt im vorliegenden Entwurf, dem ein erläuterndes Begleit-



schreiben und eine Uebersicht der auswärtigen Gesetzgebungen hinzugefügt war, eine Antwort zu finden.

Formulare für Tabellen waren diesem Entwurfe nicht hinzugefügt. Zur Anfertigung dieser Formulare wurde eine Sub-Kommission ernannt, welche aus den Herren Prof. Dr. J. J. A. MULLER, Dr. M. C. PARAIRA, Prof. A. E. RAHUSEN und E. VENHUIZEN bestand. Am 23. Dezember 1910 wurden die von dieser Kommission entworfenen Tabellen seitens des Vereines für Lebensversicherung genehmigt und am 18. Februar 1911 dem Minister des Inneren überreicht. Einige ausführlichere Tabellen sind lediglich für die Versicherungskammer bestimmt, die übrigen werden veröffentlicht.

Inzwischen hatte der Minister des Inneren den Gegenstand auch durch sein Departement in Behandlung nehmen lassen und berief am 12. April 1911 eine Konferenz zur Besprechung eines durch das Departement angefertigten, kurzgefassten Vorentwurfes ein, welcher nameptlich in Bezug auf die Kontrolle weit weniger rigorös war und sich nur auf eine amtliche Untersuchung seitens des Departements des Inneren beschränkte. Es ergab sich, dass in der Konferenz verschiedene Mitglieder hauptsächlich eine Einschränkung der im Entwurfe des Vereins erwähnten Aufsicht und der der Versicherungskammer im äussersten Falle zuerkannten Eingreifungsbefugnis befürworteten, womit die Regelung der Sequestrierung von Lebensversicherungsunternehmungen u. s. w. und deren Konkurs zusammenhing. Eine Folge der Unterredungen war, dass der Minister am 11. Mai 1911 einen Entwurf an den Verein mit der Bitte einreichte, darauf und auf einige im Begleitschreiben gestellten Fragen das Gutachten des Vereins und eventuell abweichende Meinungen von Mitgliedern, je für sich, empfangen zu dürfen. Auch dieser Entwurf war noch sehr kurz gefasst, weil der Minister möglichst viele Fragepunkte, bei welchen ein Zusammenwirken mit dem Justizdepartement erforderlich wäre, bei Seite liess; man wollte um so rascher wenigstens mit einer beschränkten Regelung einen Anfang machen, woraus denn später die nötigen Ergänzungen sich ergeben konnten. Inzwischen war wohl durch den Minister die Hauptforderung der Verfechter einer ausgedehnteren Regelung, nämlich die Möglichkeit der Einsetzung einer Versicherungskammer und folglich eines unabhängigen verantwortlichen Collegiums zur Handhabung der Aufsicht in den Entwurf aufgenommen.

Dieser Entwurf und die dabei enthaltenen Fragen wurden in

der Versammlung des Vereins vom 13. Juli 1911 besprochen. Die Mehrheit meinte den Wunsch nach einer ausgedehnteren Regelung, wie in dem Entwurfe des Vereins verfasst war, aufrecht halten zu müssen. Die Verfechter der Ansicht, dass auch mit Rücksicht auf das baldige Zustandekommen des Gesetzes, der zugesandte Entwurf des Departements als Grundlage anzunehmen sei, blieben um eine Stimme in der Minderheit. Sie versetzten aber den Vorstand in die Lage, am 2. September 1911 dem Minister ein in der Hauptsache sämtlich durch sie unterschriebenes abweichendes Gutachten zu Gunsten der kürzeren Regelung nebst dem, übrigens ohne Opposition genehmigten Gutachten des Vereins einzuhändigen.

Wir harren jetzt der kommenden Dinge. In der letzten Thronrede wurde die baldige Einreichung eines Lebensversicherungsgesetzes in Aussicht gestellt. Hoffen wir von ganzem Herzen, dass solches sehr bald geschehen und das laufende Jahr uns das seit längerer Zeit sehnlichst erwünschte Gesetz bringen wird. Es ist viel vorgearbeitet worden, mögen wir bald davon die guten Früchte ernten.

---

#### *Lebensversicherungsvertrag.*

Noch eine zweite wichtige Arbeit hat der Verein verrichtet. In der Versammlung vom 29. December 1908 ernannte er eine zweite Kommission, bestehend aus der: „Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente“, der „Levensverzekering-Maatschappij Arnhem“ und der „Nationale Levensverzekeringbank“, welche beauftragt wurden ein Gesetz betreffend den Lebensversicherungsvertrag zu entwerfen, da die im Bürgerlichen Gesetzbuche vorkommenden diesbezüglichen Bestimmungen gänzlich veraltet sind und den Erfordernissen der Jetztzeit keineswegs entsprechen. Diese Kommission reichte ihren Entwurf im Anfang des Jahres 1911 bei dem Verein ein. Eingehender Gedankenaustausch fand auch hierüber statt. Der Entwurf wurde schliesslich in der Vereinsversammlung vom 2. November 1911 angenommen und am 30. December 1911 dem Justizminister vorgelegt. Mit Genehmigung des Ministers wurde der Entwurf veröffentlicht.

---

### *Versicherungsunterricht.*

Hinsichtlich dieses Punktes kann ich mich kurz fassen. An der Universität zu Utrecht werden vom Privatdocenten Dr. G. J. D. MOUNIER Vorlesungen gehalten über die mathematische Theorie in der Lebensversicherung. Weiter ist am 19. September 1903 durch den Verein von Versicherungsmathematikern ein Kurs über Lebensversicherungswissenschaft eröffnet worden. Diese Kurse bezwecken die Ausbildung zum Actuar-Kandidaten. Der Kurs stand bis jetzt unter der Leitung der Herren Dr. J. P. JANSE und Fräulein H. F. LANDRÉ zu Amsterdam; jetzt steht er unter der Leitung der Herren Dr. A. WINTER und A. H. J. DE GOEY zu Rotterdam.

Das Diplom als Actuar-Kandidaten wurde 86 Kandidaten überreicht. Gelegenheit zur Erwerbung des Diploms als Actuar besteht bis jetzt in Holland nicht.

Das Programm für die Prüfung lautet folgendermassen:

### *Programm der Prüfung*

zur Erlangung des Diploms eines Actuar-Kandidaten festgestellt von dem zu Amsterdam sesshaften Verein von Versicherungsmathematikern bei holländischen Lebensversicherungsgesellschaften.

Die Kenntnis der nachfolgenden Gegenstände ist erforderlich.

- I. *Anfangsgründe der Permutations- und Combinationslehre, auf einfache Aufgaben (Probleme) angewandt.*
- II. *Anfangsgründe der Wahrscheinlichkeitsrechnung:*
  - a. Zusammengesetzte Wahrscheinlichkeit;
  - b. Zusammengefügte Wahrscheinlichkeit;
  - c. Wahrscheinlichkeit a priori und a posteriori;
  - d. Anwendung auf Lebens- und Sterblichkeits-Möglichkeit (Wahrscheinlichkeit auf einem Leben, auf 2 und mehr Leben);
  - e. Wahrscheinlichkeitswerte.
- III. *Sterblichkeitstafeln.*
  - a. Einrichtung einer Sterblichkeitstafel;
  - b. Wahrscheinliche und mittlere Lebensdauer;
  - c. Allgemeine und besondere Sterblichkeitstafeln, Angaben, woraus diese hergeleitet werden, Sterblichkeitstafeln aus Holland, einige der wichtigsten auswärtigen Sterblichkeitstafeln;
  - d. Berechnung der Grundtafeln.

IV. *Krankenversicherung.*

- a. Einrichtung und Zusammensetzung einer Krankheitstafel, Angaben, welche darin vorkommen, Krankheitswahrscheinlichkeit;
- b. Berechnung von Grundtafeln für Krankenversicherung;
- c. Ableitung der Formeln für Kaufsumme und Jahresprämie für Krankenversicherung.

V. *Invaliditätsversicherung.*

- a. Verschiedene Wahrscheinlichkeiten, welche bei Invalidität vorkommen können;
- b. Zerlegung der Lebenden aus einer Sterblichkeitstafel in Aktive und Invalide;
- c. Herleitung der Formeln für eine einfache Invaliditätsversicherung.

VI. *Zinsberechnung.*

- a. Wirkliche und nominelle Zinsen;
- b. Ratenzahlung (Terminzahlung);
- c. Discountieren.

VII. *Annuitäten.*

- a. Post- und Praenumeralo: permanente, aufgeschobene, und temporäre Annuitäten; Anfangs- und Schlusswert;
- b. Annuitäten in Raten (Terminen);
- c. Tilgung von Schuld durch Annuitäten.

VIII. *Lebensversicherung.*

- a. Prämienberechnung für die gewöhnlichen, meist vorkommenden Versicherungen;
- b. Veränderliche Leibrenten, veränderliche Prämien und Auszahlungen;
- c. Leibrenten und Prämien in Raten (Terminen), vollständige Leibrente;
- d. Reserve; warum soll Reserve berechnet werden? Herleitung der Reserve-Formeln für einmalige und Jahresprämien gemäss der retro- und prospectiven Methode, Netto-Reserve, Reserve nach Reserveprämie, Brutto-Reserve, negative Reserve, im Voraus bezahlte Prämie;
- e. Bruttoprämien, Herleitung der Bruttoprämie bei gegebenem Zuschlag;
- f. Versicherung mit Rückgewähr;
- g. Versicherung auf zwei Leben; Rentenversicherung auf zwei oder mehr Leben, Ueberlebens- und aufgeschobene Ueber-

- lebensrenten, Waisenpension, Stipendien, Todesfall-Versicherung auf 2 Leben, gemischte Versicherung, Ueberlebenskapital;
- h.* Rückversicherung;
  - i.* Abänderung (Umwandlung) der Versicherung, prämienfreie Police, Rückkauf und Beleihung, Abänderung in der Prämienzahlung, in der Versicherungssumme, in der Art der Versicherung, unrichtig angegebenes Alter;
  - k.* Interpolation, auch mit Hilfe von Reihen zweiter Ordnung;
  - l.* Gruppierung bei Reserveberechnung;
  - m.* Anwendung der Formeln auf Zahlenbeispiele, woraus die Genauigkeit und Gewandtheit bei den verschiedenen Berechnungen hervorgehen muss.
- 

Seit dem Jahre 1906 werden durch Dr. J. VAN SCHEVICHAVEN, Direktor der »Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente«, Kurse über Versicherungsrecht und Oekonomie abgehalten. Sie finden in Amsterdam statt, bei genügender Teilnahme auch in anderen Städten. 1910/11 wurden Kurse zu Amsterdam und im Haag abgehalten, die von 14 bzw. 65 Personen besucht wurden.

Seit dem Jahre 1905 eröffnet der Verein für fortgesetzten Handelsunterricht in Amsterdam die Gelegenheit zum Beiwohnen von mehreren Kursen, wovon einer auch auf die Lebensversicherung Bezug hat. Die daran gewidmeten Vorträge werden von Dr. J. VAN SCHEVICHAVEN gehalten.

Februar 1912.

---

## DÉVELOPPEMENT DE LA LÉGISLATION DES CONTRATS ET DE L'INSTRUCTION EN MATIÈRE D'ASSURANCES.

Par A. F. DE SAVORNIN LOHMAN JR., Amsterdam.

---

### *Législation.*

*a.*) Résumé des démarches faites depuis 1883, pour préparer une loi sur le fonctionnement des Compagnies d'Assurances.

*b.*) Le 29 décembre 1908, l'Association pour l'assurance-vie a institué un Comité chargé de la rédaction d'un projet de loi.

c.) Les principes régissant ce projet de loi ont été fixés dans les assemblées de l'Association, tenues les 16 et 21 décembre 1909.

d.) Le projet soumis par le Comité a été accepté dans l'assemblée de l'Association en date du 6 juillet 1910, il a été présenté ensuite, le 21 du même mois, au Ministère de l'Intérieur.

e.) Contenu essentiel du projet de loi.

f.) Les modèles des tableaux à publier ont été approuvés par l'Association le 23 décembre 1910 et soumis au Ministère de l'Intérieur le 18 février 1911.

g.) Le 11 mai 1911, le Ministère de l'Intérieur demanda à l'Association de donner son opinion sur le projet d'une loi de surveillance élaboré par le département ministériel.

h.) Le 2 septembre 1911, l'Association soumit au Ministère de l'Intérieur l'opinion de la majorité et de la minorité des membres, concernant le projet du Ministère.

#### *Contrat d'assurance-vie.*

Le 29 décembre 1908, l'Association des Compagnies-Vie, élut une commission, pour préparer une loi sur le contrat d'assurance.

Le projet de la commission fut accepté par l'Association le 2 novembre et soumis au Ministère de la Justice le 30 décembre 1911.

#### *Instruction d'Assurances.*

Cours pour l'instruction d'Actuaires.

Résumé de l'examen à passer, pour obtenir le degré d'un Candidat d'Actuaire.

Cours tenus par Me. J. VAN SCHEVICHAVEN sur la législation d'assurances et l'économie politique.

Cours contenus dans le programme de l'Association pour l'éducation commerciale supérieure.

---

## DEVELOPMENT OF INSURANCE LEGISLATION, INSURANCE CONTRACT AND TEACHING OF INSURANCE.

By A. F. DE SAVORNIN LOHMAN JR., Amsterdam.

---

#### *Insurance Legislation.*

a.) Outlines of what has been done since 1883 to obtain an insurance law.



b.) 29<sup>th</sup> Dec. 1908 a committee is appointed by the Association for Life Insurance for elaborating an insurance law.

c.) Principles for the law laid down at the Association's meeting on the 16<sup>th</sup> and 21<sup>st</sup> of December 1909.

d.) The committee's draught is accepted by the Association on the 6<sup>th</sup> of July 1910 and presented to the Minister of the Interior on the 21<sup>st</sup> of July 1910.

e.) Principal contents.

f.) The draughts of schedules to be published are agreed upon by the association on the 23<sup>rd</sup> of December 1910 and presented to the Minister of the Interior on the 18<sup>th</sup> of February 1911.

g.) 11<sup>th</sup> of May 1911 the Minister of the Interior asks the Association's opinion on the project of a supervision law, made in the ministerial department.

h.) On September 2<sup>nd</sup> 1911 the Association presents to the Minister of the Interior the opinion of the majority as well as of the minority of members, with regard to the ministerial project of law.

#### *Life Insurance contract.*

On the 29<sup>th</sup> December 1908 the Association of Life Insurance Companies appoints a committee for setting up a law on the Insurance contract. The committee's draught is accepted by the Association on the 2<sup>nd</sup> of November and presented to the Minister of Justice on the 30<sup>th</sup> of December 1911.

#### *Insurance education.*

Lectures for instruction of actuaries.

Scheme of the Examination to be passed for obtaining the degree of Candidate of Actuary.

Lectures held by Mr. J. VAN SCHEVICHAVEN on Insurance law and economics.

Lectures included in the programme of the association for higher commercial education.

---

# DER UNTERRICHT IN DER VERSICHERUNGS- MATHEMATIK AN DEN SCHWEIZERISCHEN UNIVERSITÄTEN

VON

PROF. DR. J. H. GRAF, Bern.

Die mächtige Ausdehnung, welche das private und staatliche Versicherungswesen in allen Kulturländern genommen hat und dessen enorme volkswirtschaftliche Bedeutung haben einerseits die Errichtung von staatlichen Aufsichtsämtern, andererseits aber auch die Notwendigkeit zur Folge gehabt, der Ausbildung von Versicherungsbeamten und Lehrern des Versicherungswesens grössere Beachtung zu schenken. Der Unterzeichnete hat sich bei der Abfassung seines Berichtes: „Der mathematische Unterricht an den schweizerischen Universitäten“ <sup>1)</sup> auch mit dem Unterricht in den Nebenbranchen der Mathematik wie Astronomie, mathematische Physik und Versicherungslehre befasst, und es wird interessant sein, zu vernehmen, wie in einem kleinen Lande, das mit Universitäten (7 und eine technische Hochschule) so reich bedacht ist, welches auch der Sitz zahlreicher Versicherungsgesellschaften ist und durch Volksabstimmung vom 4. Febr. 1912 die Kranken- und Unfallversicherung auf staatlichen Boden verpflanzt hat, in Bezug auf den Unterricht in der Versicherungslehre vorgegangen worden ist. Das Zweckmässigste ist wohl, wir folgen in der Berichterstattung den einzelnen Universitäten unseres Landes:

1. *Universität Basel.* An dieser Hochschule hat der Nestor der schweizerischen Versicherungsmathematiker, Herr Prof. Dr. H. KINKELIN, zuerst in der Schweiz während Jahrzehnten über

---

<sup>1)</sup> DR. J. H. GRAF, Professor an der Universität Bern. „Der mathematische Unterricht an den schweizerischen Universitäten“ Extrait du No. 8 L'enseignement des mathématiques en Suisse 44, S. Bâle et Genève, GEORG et Cie. 1911.

Wahrscheinlichkeits- und Versicherungsrechnung gelesen und zahlreiche Schüler herangebildet, die sich in der Schweiz und anderswo zum Teil an leitender Stelle bei Versicherungsgesellschaften befinden. Das eidgenössische sogenannte „Hülfskassengesetz“ verlangt von allen Pensionskassen der schweizerischen Transportanstalten periodische Bilanzen, welche der Genehmigung des schweiz. Bundesrates unterliegen, und eine Reihe von Studierenden haben sich gerade diesem Zweige der Versicherungslehre gewidmet und an der Ausbildung dieser Mathematiker hat Herr Prof. Dr. H. KINKELIN, der gegenwärtige Präsident des Vereins schweizerischer Versicherungsmathematiker, einen hervorragenden Anteil. So viel wir wissen, hat sich Herr Prof. KINKELIN in den Ruhestand zurückgezogen und liest nicht mehr. Es darf aber wohl angenommen werden, dass an dieser ältesten der schweizerischen Universitäten in Fortsetzung der Arbeit des erwähnten Gelehrten bald das Fach wieder vertreten sein wird.

2. *Universität Zürich.* An dieser Universität hat ein Privatdocent einen Lehrauftrag über Versicherungsmathematik und ein dem Lehrkörper der Universität nicht angehöriger Versicherungstechniker einen solchen über die Technik des Versicherungswesens. Es werden folgende *Hauptvorlesungen* gehalten oder sind gehalten worden: Politische Arithmetik (Renten- und Versicherungsrechnung) 2 Stdn per Semester, Wahrscheinlichkeitsrechnung 2 Stdn, Technik des Versicherungswesens 1 Stde; ferner folgende *freie Vorlesungen*: Methode der kleinsten Quadrate 1 Stde — Mathematische Behandlung der statistischen Grundlagen für Lebensversicherung und Bevölkerungs-Theorie 2 Stdn — Mathematische Theorie der Pensionsversicherung 1 Stde — Über die Organisation eines mathematisch-versicherungswissenschaftlichen Seminars und die Einrichtung von Examina für Versicherungstechniker ist hier nichts bekannt.

3. *Universität Bern.* Wenn, wie sich in der Folge zeigen wird, von der Universität Bern der Unterricht in der Versicherungslehre, gestützt durch Seminar und Prüfungsordnungen im weitgehendsten Sinn unter allen schweizerischen Universitäten geordnet ist, so ist nicht zu vergessen, dass Bern der Sitz des eidgenössischen Versicherungsamtes ist, an dessen Spitze ein Mann steht, dessen Bedeutung für das Versicherungswesen im allgemeinen bekannt ist. Er ist von der Berner Regierung zum ausserordentlichen Professor für Versicherungs-Mathematik schon im Jahre 1901 ernannt worden,

nachdem er bereits seit 1887 als Privatdocent an der Universität gewirkt hat.

Seiner energischen Initiative den Unterricht in der Versicherungslehre zu organisieren hat sich der Berichterstatter angeschlossen und tatsächlich halten gegenwärtig 3 Lehrkräfte, der Berichterstatter als ordentlicher Professor der Mathematik, der obenerwähnte Direktor des eidgen. Versicherungamtes Dr. CH. MOSER als ausserordentlicher Professor und ein Privatdocent, der auch in der Praxis des Versicherungswesens gearbeitet hat, folgende Vorlesungen:

a. *Hauptvorlesungen*: Renten und Versicherungsrechnung zwei Semester zu 2 Stunden. — Politische Arithmetik 2 Stdn. — Versicherungslehre: Krankenversicherung, ausgewählte Kapitel der Reservenberechnung, Wahrscheinlichkeitsrechnung mit Anwendungen 2—3 Stdn. — Lebensversicherung 2 Stdn.

b. *Freie Vorlesungen*: Invalidenversicherung 1—2 Stdn. — Die soziale Versicherung und ihre Grundlagen 1—2 Stdn. — Methode der kleinsten Quadrate 1 Stde. — Ausgewählte Kapitel der Sterblichkeitsmessung 2 Stdn. — Ueberlebensversicherung mit besonderer Rücksicht auf die mathematischen Grundlagen der Witwen- und Waisenversicherung, 2 Stdn.

*Das mathematisch-versicherungswissenschaftliche Seminar.* Dieses Institut ist vom Berichterstatter und Prof. MOSER im Jahre 1901 gegründet und ein Reglement von der Direktion des Unterrichtswesens des Kantons Bern am 30. Dezember 1901 genehmigt worden. Es ist an die philosophische Fakultät angeschlossen und bezweckt die theoretische und praktische Ausbildung seiner Mitglieder in den mathematisch-versicherungswissenschaftlichen und damit verwandten Fächern. Es steht unter der Leitung des ordentlichen Professors der Mathematik sowie des Professors für mathematische und technische Versicherungswissenschaft. Damit wurde von vorne herein beabsichtigt, dass die Mitglieder nur gestützt auf eine methodische und gründliche Ausbildung in Mathematik das Studium der Versicherungswissenschaften unternehmen sollen. Für die rein volkswirtschaftliche und statistische Ausbildung können die Studierenden an der juristischen Fakultät die notwendigen nationalökonomischen und statistischen Vorlesungen belegen und am nationalökonomischen und statistischen Seminar teilnehmen, wo sie in Theorie und Praxis der Nationalökonomie und Statistik unterrichtet werden. Ausserdem ist durch Regierungsbeschluss die Errichtung einer eigenen handelspolitischen Abteilung an der

juristischen Fakultät für das Sommersemester 1912 beschlossen. Im versicherungswissenschaftlichen Seminar werden sowohl die verschiedenen Gebiete im Anschluss an die Vorlesungen behandelt als auch Arbeiten über geeignet gewählte Themata vorgetragen, besprochen und beurteilt. Übungen dienen zur Anleitung wissenschaftlicher Arbeiten, der Benützung der technischen Hilfsmittel für Versicherungsrechnung und Versicherungsstatistik, zur Anleitung bei selbstständiger Aufstellung von versicherungstechnischen Bilanzen und Fondsprüfungen. Ferner sollen die literarischen Erscheinungen auf dem Gebiete der mathematischen Versicherungswissenschaft, deren Literatur ja in den letzten Jahrzehnten gewaltige Dimensionen angenommen hat, besprochen werden. Aus dem Schulseckelfonds wird per Semester für die besten schriftlichen Arbeiten der Mitglieder auf Antrag der Direktoren von der Direktion des Unterrichtswesens entweder ein erster oder zweiter Seminarpreis, welche an der jeweiligen im November stattfindenden Hochschulefeier mit den anderen Seminarpreisen feierlich vom Rektor proklamiert werden, ausgerichtet. Das mathematische versicherungswissenschaftliche Seminar besitzt sein eigenes Zimmer, in welchem auch die zur Benutzung der Mitglieder vorhandene Bibliothek aufgestellt ist. Diese Bibliothek zählt etwa 4—500 Bände und hat einen jährlichen Anschaffungskredit von 100—200 Franken. Sie ist von Prof. MOSER gegründet worden. Als interessantes Kuriosum mag noch erwähnt werden, dass, wie es in anderen Seminaren der Universität Bern geschieht, die Wände durch die Porträts hervorragender Mathematiker und Versicherungstechniker geziert sind.

*Prüfungen.* Bei der Regelung dieser Fragen hat man sich zuerst mit dem Gedanken vertraut gemacht, ob der Abschluss der versicherungswissenschaftlichen Studien nicht durch ein eigenes staatliches Diplomexamen stattzufinden hätte. Allein einerseits mit Rücksicht auf den Umstand, dass die Einführung eines solchen staatlichen Diplomexamens nicht in kurzer Zeit durchgesetzt werden kann, andererseits in Hinblick auf den Bedarf an Lehrern der Versicherungslehre an Handelsakademien, Handelsschulen, Verkehrsschulen und schweizerischen Mittelschulen (Industrieschulen) überhaupt und an tüchtig vorgebildeten Beamten für staatliche und private Versicherung ging der Vorschlag durch, das *Reglement für die Patentprüfungen von Kandidaten* für das höhere Lehramt des Ktn Bern einer sachbezüglichen Revision zu unterwerfen. Dasselbe erhielt am



18 Dez. 1911 die Sanktion des Regierungsrates des Ktn Bern. Die allgemeinen Bestimmungen des Reglements setzen fest, dass die Prüfungen zweimal jährlich, im Frühling und im Herbst stattfinden sollen. Der Zeitpunkt wird öffentlich bekannt gegeben. Es ist eine Kommission von 7 Mitgliedern eingesetzt, welche nicht zur Kommission gehörige Examinatoren für einzelne Fächer beiziehen kann. Die Anmeldung zum Examen hat schriftlich beim Präsidenten der Kommission zu geschehen. Beizulegen sind der Heimatschein, ein Zeugnis über bürgerliche Ehrenfähigkeit, ein curriculum vitae, ein Maturitätszeugnis humanist. oder realistischer Richtung, der Ausweis über dreijährige akad. Studien. Das Sekundarlehrerpatent gilt als Ersatz. Die Prüfung erstreckt sich über 2 Hauptfächer und 1 Nebenfach. Nur Inhaber des oben erwähnten Patenten werden von der theoret. Prüfung in Pädagogik dispensiert. Die *schriftliche Prüfung* besteht in einer längeren Hausarbeit über ein Thema, das mit besonderer Rücksicht auf die eigentliche Studienrichtung des Kandidaten von der Prüfungskommission bestimmt und für welche zwei Monate Frist zur Ablieferung eingeräumt wird und in 4-stündigen Klausurarbeiten für jedes Fach. Die *mündliche Prüfung* dauert eine Stunde für jedes Hauptfach, für das Nebenfach und Pädagogik je eine halbe Stunde. Kandidaten, welche eine wissenschaftliche Abhandlung veröffentlicht haben, kann die Hausarbeit erlassen werden. Wird *Versicherungslehre* als Hauptfach gewählt, dann wird für die schriftliche Prüfung vorgeschrieben:

*Hausarbeit*: Eine grössere Arbeit aus irgend einem Gebiete der Versicherungslehre, mit dem sich der Kandidat speziell beschäftigt hat.

*Klausurarbeiten*: Lösung von Aufgaben und Beantwortung von Fragen aus den für die mündliche Prüfung näher bezeichneten Gebieten.

*Mündliche Prüfung*: Lösung von Aufgaben aus der Versicherungslehre für einfache und verbundene Leben. Befähigung zur Ermittlung von Deckungskapitalen, zur Aufstellung von technischen Bilanzen und zu Fondsprüfungen. Kenntniss der Wahrscheinlichkeitsrechnung. Kenntniss des technischen Aufbaues der einzelnen Versicherungsarten (Personen- und Sachversicherung).

Als zweites Hauptfach wird Mathematik gewählt. Für die schriftliche Prüfung fällt die Hausarbeit weg, Klausurarbeiten wie im I. Hauptfach. Die mündliche Prüfung verlangt Lösung von Aufgaben



aus der analyt. Geometrie des Raumes und der höheren Kurven Theorie, aus der synthetischen, der darstellenden und praktischen Geometrie, der Differential- und Integralrechnung, der Theorie der Gammafunktionen und Bernoullischen Funktionen, der hypergeometrischen Reihen, der elliptischen und Bessel'schen Funktionen oder der Zahlentheorie. Kandidaten, welche in den angewandten Gebieten der Mathematik unterrichten wollen, haben sich durch Vorlegung von Zeichnungen über genügende Leistungen im technischen und Planzeichnen auszuweisen, werden dann aber von der Prüfung in den elliptischen und Bessel'schen Funktionen oder der Zahlentheorie dispensiert.

Umgekehrt werden Kandidaten, welche sich ausschliesslich der reinen Mathematik widmen, vom Examen in praktischer und darstellender Geometrie dispensiert. Als *Nebenfach* (3<sup>tes</sup> Fach) wird wohl meistens *Astronomie* oder *Physik* gewählt werden. In beiden Klausurarbeiten wie in den Hauptfächern, mündliche Prüfung ( $\frac{1}{2}$  Stde) in *Astronomie* über sphär. Astronomie, Refraktion, Abberation, Praecession, Parallaxe. Elemente der Mechanik des Himmels und der Bahnbestimmung von Planeten und Kometen, Kenntniss einiger der gebräuchlichsten Instrumente. In *Physik*: Experimentalphysik, Kenntniss der wichtigsten Gebiete der mathemat. Physik, einige Gewandtheit im Experimentieren und physikal. Messen. Das Nebenfach kann durch irgend ein anderes der im Reglement angegebenen Fächer ersetzt werden. In der Mehrzahl aller Fälle wird sich aber das Examen über die angegebenen Fächer erstrecken, die ja im Connex zu einander stehen. Die Anforderungen sind scharfe; ohne tüchtige akadem. Studien wird das Examen kaum bestanden werden können. Ausserdem wird noch im 1<sup>ten</sup> Hauptfach eine Probelektion, im 2<sup>ten</sup> eine Probevorlesung verlangt. Die theoret. Prüfung in Pädagogik erstreckt sich über Psychologie, Geschichte der Pädagogik und systematische Pädagogik. Wer nicht in allen Fächern die Note genügend erhält, fällt durch: im anderen Falle erhält er ein staatliches Diplom mit Angabe der Prüfungsfächer und Prüfungsnoten. Ergänzungsprüfungen zur Erweiterung des Diploms über andere Fächer sind gestattet.

Wir haben den ganzen Prüfungsgang, wie er an der Universität Bern als Resultat successiver und jahrelanger Bemühungen nun besteht, auch deshalb ausführlich geschildert, da er vermuthlich für andere schweiz. Universitäten als Vorbild zur Nachahmung dienen kann.

*Das Doktorexamen an der philos. Fakultät der Universität Bern:*

Wer eine Dissertation in der Versicherungslehre als Hauptfach einreicht, begleitet von einem Curriculum vitae und Leumundzeugnis und Ausweisen über mindestens dreijährige akadem. Studien, kann nach Annahme durch die Fakultät das Doktorexamen an der II. Sektion der philosop. Fakultät bestehen. Wird Versicherungslehre als Hauptfach gewählt, so ist 2<sup>tes</sup> obligatorisches Fach Mathematik, und 3<sup>tes</sup> Fach Astronomie oder Physik oder Geographie. Wird von den letzteren eines gewählt, so sind für irgend eines der nichtgewählten Fächer Ausweise über akadem. Studien in demselben beizubringen. Voraussetzung ist ferner mindestens zweisemestriges Studium an der Universität Bern. Das Examen ist in jedem Fach schriftlich und mündlich. Wer im Besitz des oben erwähnten Patenten für das höhere Lehramt ist, kann von Klausurarbeiten in den Fächern, die im Patent angegeben sind, dispensiert werden.

Grade werden drei gegeben : summa cum laude, magna c. laude, rite.

*Universität Genf.* An dieser Hochschule ist von einem Ordinarius der Mathematik, ohne regelmässigen Cyclus, über Wahrscheinlichkeitsrechnung und Versicherungsrechnung gelesen worden. Prüfungen in Versicherungslehre bestehen nicht.

*Universität Lausanne:* Hier kann nichts gemeldet werden.

*Universität Freiburg: Freie Vorlesungen:* Versicherungslehre 1 Stde, Einführung in die Theorie der Lebens- und Invalidenversicherung 1 Stde, gelesen von einem Ordinarius des Mathematik.

*Universität Neuchatel: Cours libres:* Calcul des probabilités 2<sup>h.</sup> — Théorie mathématique des assurances 2<sup>h.</sup>

Am Schlusse unseres Berichtes angelangt, konstatieren wir, dass der Unterricht und das Prüfungswesen in der Versicherungslehre eigentlich bloss an der Universität Bern systematisch organisiert sind. Es ist aber nicht zu zweifeln, dass andere schweiz. Universitäten dem Beispiel folgen und die vorhandenen Anfänge zum Ausbau benutzen werden; schon mit Rücksicht auf die Entwicklung, Ausdehnung und die Bedeutung des staatlichen und privaten Versicherungswesens muss dies als dringend notwendig allen massgebenden Kreisen unseres Landes ans Herz gelegt werden.

## L'ENSEIGNEMENT DE LA SCIENCE ACTUARIELLE DANS LES UNIVERSITÉS SUISSES

Par le PROF. DR. J. H. GRAF, Bern.

L'auteur se rapporte aux résultats d'une enquête qui a été faite au sujet de l'enseignement dans la mathématique des assurances et dans les autres disciplines qui s'y rattachent. Il fait observer qu'on trouve, dans la plupart des universités de la Suisse, des commencements ou des traces d'un enseignement pareil, susceptibles d'un développement propice. Particulièrement, l'auteur s'occupe des règlements systématiques introduits à l'université de Berne pour l'instruction, tant que pour les examens dans les matières susindiquées; il recommande enfin aux autres universités de suivre l'exemple donné à Berne.

---

## DEVELOPMENT OF THE TEACHING OF ASSURANCE

By PROF. DR. J. H. GRAF, Berne.

---

Starting from the results of an inquiry circulated on the question of insurance teaching, the author points out, that there are nearly in all universities of Switzerland certain lectures which may be considered as a fair beginning of instruction in actuarial science and the other subjects connected therewith. More especially, the author gives some particulars as to the systematical organisation of lectures and examinations at the university of Berne. It is to be hoped that such good example will be followed in future by the other universities of Switzerland.

---

# DAS INKRAFTTRETEN DES SCHWEIZERISCHEN BUNDESGESETZES UEBER DEN VER- SICHERUNGSVERTRAG.

VON

CHRISTIAN MOSER, Bern.

## I.

In der Gesetzgebung über das private Versicherungswesen der Schweiz bedeutet das Jahr 1885 einen Markstein. Damals wurde das Bundesgesetz über die Beaufsichtigung der privaten Versicherungsunternehmen erlassen und als vom 1. November 1885 an vollziehbar erklärt.

Einen zweiten Markstein bildet das Jahr 1910. Am 1. Januar 1910 trat nämlich das Bundesgesetz über den Versicherungsvertrag (vom 2. April 1908) in Kraft. Wie das Aufsichtsgesetz die verwaltungsrechtliche, so ordnet das Versicherungsvertragsgesetz die privatrechtliche Seite des privaten Versicherungswesens. Es bezieht sich auf die durch den Versicherungsvertrag begründeten Rechte und Pflichten der Vertragsparteien, des Versicherungsnehmers und der Gesellschaft. Auf den Zeitpunkt des Inkrafttretens des Gesetzes hin musste das in der Schweiz zum Geschäftsbetriebe verwendete Versicherungsmaterial der konzessionierten Unternehmungen den neu erlassenen Vorschriften angepasst werden. Dem an mich gestellten, ehrenvollen Ansuchen entsprechend, bin ich gerne bereit, über die erforderlich gewordene Revisionsarbeit, namentlich über ihren Umfang, einige Mitteilungen zu bringen. Dabei darf ich wohl zunächst auf die Ausführungen über die schweizerische Versicherungsgesetzgebung verweisen, die dem fünften Kongresse in Berlin (1906) vorgelegt wurden (Bd. II, Seite 521), sowie die von Herrn DR. HANS KOENIG in Zürich dem sechsten Kongresse in Wien (1909) unterbreitete Abhandlung erwähnen: „Ein Beitrag zur geschichtlichen Entwicklung der Versicherungsbedingungen in

der Schweiz" (Bd. II, Seite 49). Ein ausführlicher „Kommentar zum schweizerischen Bundesgesetz über den Versicherungsvertrag", verfasst von dem verdienten Redaktor des Gesetzes, Herrn PROF. DR. H. ROELLI in Zürich, ist im Erscheinen begriffen (Bern, Druck und Verlag von K. J. WYSS).

## II.

Das schweizerische Bundesgesetz über den Versicherungsvertrag steht auf dem Boden der Vertragsfreiheit. Mehrere Vorschriften sind indessen zwingender Natur, die durch die Vertragsparteien überhaupt nicht oder nicht zu Ungunsten des Versicherungsnehmers oder des Anspruchsberechtigten abgeändert werden dürfen. Die zwingenden Bestimmungen wurden vom Gesetzgeber sorgfältig und mit lobenswertem Masshalten ausgewählt. Ein eigener Abschnitt des Gesetzes (Abschnitt IV) stellt sie übersichtlich zusammen.

Die allgemeinen Versicherungsbedingungen mancher Gesellschaft genügten schon ganz oder fast ganz den gesetzlichen Vorschriften. Doch ist zu bemerken, dass die meisten Gesellschaften den Anlass benutzten, um eine gründliche Revision ihres Versicherungsmaterials durchzuführen. Im allgemeinen wurden die Bedingungen liberaler und für den Versicherungsnehmer günstiger. Das veranlasste hier und da eine Erhöhung der Tarife. Fast ausnahmslos war eine Aenderung der Antragscheine und der Policen erforderlich. Die allgemeinen Versicherungsbedingungen müssen, gesetzlicher Vorschrift gemäss, entweder in den vom Versicherer ausgegebenen Antragschein aufgenommen oder dem Antragsteller vor der Einreichung des Antragscheines übergeben werden. Wird dieser Vorschrift nicht genügt, so ist der Antragsteller an den Antrag nicht gebunden (Art. 3). Die Police hat die Rechte und Pflichten der Parteien festzustellen (Art. 11). In jede Police ist folgende Bestimmung in ihrem Wortlaute aufzunehmen (Art. 12): „Stimmt der Inhalt der Police oder der Nachträge zu derselben mit den getroffenen Vereinbarungen nicht überein, so hat der Versicherungsnehmer binnen vier Wochen nach Empfang der Urkunde deren Berichtigung zu verlangen, widrigenfalls ihr Inhalt als von ihm genehmigt gilt."

Die Umarbeitung der allgemeinen Versicherungsbedingungen zwang manche Gesellschaften auch zu einer Statutenänderung

sowie zu einer Revision der Prospekte und anderer im Versicherungsbetriebe verwendeter Druckschriften.

Wie gross ist in der Schweiz das Druckschriftenmaterial von allgemeiner Bedeutung, das von den Gesellschaften auf das Inkrafttreten des Versicherungsvertragsgesetzes hin revidiert wurde? Dabei fallen also in Betracht: die Statuten, die Antragsformulare mit Einschluss der Druckstücke, die die allgemeinen Versicherungsbedingungen enthalten, die Policenformulare, die Tarife, die Prospekte und andere, von den Gesellschaften herausgegebene, im Versicherungsbetriebe verwendete Druckschriften von allgemeiner Bedeutung. Eine Zählung aller dieser verschiedenen revidierten Druckstücke, wie sie sich in den Archiven des eidgenössischen Versicherungsamtes vorfinden, ergab die Zahl von 3086. Das bedeutet also eine recht stattliche Bibliothek. Wenn wir jedes Materialstück durchschnittlich zu 10 Seiten rechnen und jeden Band, nicht übertrieben stark, zu etwas mehr als 300 Seiten annehmen, so würde diese Bibliothek aus rund 100 Bänden bestehen. Davon würden 47 Bände auf die Lebensversicherung, 22 Bände auf die Unfall- und Haftpflichtversicherung und 31 Bände auf die Feuerversicherung und die übrigen Sachversicherungszweige (Glas-, Wasserleitungsschäden-, Einbruchdiebstahl-, Kautions-, Vieh-, Hagel- und Transportversicherung) entfallen.

*Von den 84 privaten Gesellschaften zum Versicherungsbetriebe in der Schweiz verwendetes Material von allgemeiner Bedeutung.*

*Direkte Versicherung.*

Versicherungsweig.	Auf 1. Januar 1910 revidierte Drucksachen.		Zahl der übrigen in Kraft befindlichen Drucksachen von allgemeiner Bedeutung.	Total.
	Absolute Zahl.	In % der Gesamtzahl der revidierten Drucksachen.		
1	2	3	4	5
Lebensversicherung	1469	47	1238	2707
Unfall- und Haftpflichtversicherung	672	22	583	1255
Feuer- und übrige Sachversicherung	945	31	2307	3252
Zusammen	3086	100	4128	7214



Damit erhält man ungefähr ein Bild der grossen Revisionsarbeit, die von den Gesellschaften und von der Aufsichtsbehörde bewältigt wurde.

Im grossen Ganzen bewährten sich die Grundsätze des schweizerischen Versicherungsvertragsgesetzes. Die Gesellschaften gaben sich, mit wenigen Ausnahmen, alle Mühe, die an sie gestellten Anforderungen zu erfüllen. Ihr Eifer und ihr sachgemässes Vorgehen verdienen Anerkennung und Lob. Die ganze Umarbeitung nahm denn auch einen normalen und im allgemeinen recht befriedigenden Verlauf.

### III.

In der Lebensversicherung sowie in der Unfall- und Haftpflichtversicherung musste der grössere Teil des Materials revidiert werden (vgl. Spalten 2 und 4 der Tabelle). In der Feuer- und der übrigen Sachversicherung dagegen betraf die Umarbeitung nur etwa den dritten Teil. Bei der Transportversicherung speziell ist diese Tatsache teilweise darauf zurückzuführen, dass von den sogenannten halbzwingenden Bestimmungen, also den Vorschriften, die nicht zu ungunsten des Versicherungsnehmers oder des Anspruchsberechtigten abgeändert werden dürfen, ganz abgesehen wurde (Art. 98, Absatz 2). Der Gesetzgeber wahrt also den Parteien in der Transportversicherung eine grössere Vertragsfreiheit, als in den übrigen Branchen. Er geht dabei von der Anschauung aus, dass sich beim Abschlusse eines Transportversicherungsvertrages geschäftskundige Parteien gegenüberstehen. Die nämliche Ueberlegung wird noch mehr für die Rückversicherungsverträge gelten, wenn man diese überhaupt als Versicherungsverträge ansehen will. Das schweizerische Versicherungsvertragsgesetz bestimmt denn auch ausdrücklich, dass seine Vorschriften auf die Rückversicherungsverträge keine Anwendung finden (Art. 101). Aus diesem Grunde waren die in der Schweiz speziell für die Rückversicherung konzessionierten Gesellschaften jeder Umarbeitung ihres Materials enthoben, und die obstehende Tabelle bezieht sich nur auf die 84 privaten Gesellschaften, die am 1. Januar 1910 eine Konzession für das direkte Geschäft besaßen.

### IV.

Man wird wahrscheinlich finden, dass das in der Schweiz verwendete Versicherungsmaterial sehr zahlreich sei. Diese Anschauung

dürfte zutreffen: Zeigt doch unsere Zählung, dass mehr als 7000 in Kraft befindliche Drucksachen der Gesellschaften existieren. Und doch sind hierbei nur die Drucksachen von allgemeiner Bedeutung gezählt worden, die von den Direktionen ausgehen und sowohl für die Gesellschaft, wie für das Publikum einen bleibenden Wert besitzen. Dass ihre Zahl in der Schweiz gross ist, rührt nicht nur von der intensiven Arbeit der Versicherungsorgane her, sondern auch von unserer Vielsprachigkeit. Von den 7214 Drucksachen sind 3839 oder 53% in deutscher, 2897 oder 40% in französischer und 478 oder 7% in italienischer Sprache abgefasst. Die Dreisprachigkeit bringt zwar für das eidgenössische Versicherungsamt eine gewisse Mehrarbeit, bietet ihm aber zugleich eine treffliche Gelegenheit zu Vergleichen, die zudem noch erhöht wird durch den Umstand, dass in der Schweiz etwa doppelt so viele ausländische als schweizerische Gesellschaften konzessioniert sind und dass wir unter jenen vorzügliche deutsche, französische, italienische, österreichische, englische und amerikanische Gesellschaften treffen.

## V.

Auf dem Gebiete des Privatrechts wohnen wir zur Zeit in der Schweiz einer grossen Vereinheitlichung bei. An Stelle der recht verschiedenen kantonalen Zivilgesetze trat am 1. Januar 1912 das einheitliche schweizerische Zivilgesetzbuch vom 10. Dezember 1907. Demselben ist als besonderer Teil das Obligationenrecht (in der Fassung vom 30. März 1911) angefügt. Da die Bestimmungen über den Versicherungsvertrag dem Privatrechte angehören, kann man sich fragen, weshalb sie besonders, in einem Spezialgesetze, kodifiziert wurden. Nach unserem Dafürhalten handelte der Gesetzgeber dabei im Interesse des privaten Versicherungswesens. Ein Spezialgesetz ist viel leichter als ein allgemeines Gesetz revidierbar. Es lässt sich daher besser der Entwicklung und den sich ändernden Bedürfnissen anpassen. Gerade bei dem grossen Aufschwunge des Versicherungswesens ist es wichtig, dass die Gesetze das Leben begleiten und „ihm nicht nachhinken“, wie die Botschaft des schweizerischen Bundesrates vom 2. Februar 1904 sehr richtig bemerkt. Im Versicherungsvertragsgesetze sind übrigens nicht alle Fragen privatrechtlicher Natur, die den Versicherungsvertrag betreffen, geordnet, sondern im wesentlichen nur diejenigen, die

einer besondern Ordnung bedürfen. Art. 100 bestimmt ausdrücklich, dass, soweit das Versicherungsvertragsgesetz keine Vorschriften enthalte, auf den Versicherungsvertrag die Bestimmungen des allgemeinen Obligationenrechtes Anwendung finden.

Die Auslegung des Versicherungsvertragsgesetzes, als eines Privatrechtsgesetzes, ist Sache des Richters. Die allgemeinen Versicherungsbedingungen müssen jedoch, auf Grund des Aufsichtsgesetzes, der Aufsichtsbehörde vorgelegt und von ihr genehmigt werden. Bei dieser Genehmigung sind die Vorschriften des Versicherungsvertragsgesetzes zwar stets im Auge zu behalten, doch können, von aufsichtswegen, auch weitergehende Forderungen gestellt werden. In der Interpretation des Versicherungsvertragsgesetzes ergaben sich hier und da berechtigte Zweifel. Die Aufsichtsbehörde kam daher mehrmals in die Lage, zu gewissen Versicherungsbedingungen ihre Zustimmung nur unter dem ausdrücklichen Vorbehalte zu geben, dass damit dem Urteile des Richters nicht vorgegriffen werden solle.

Für eine international arbeitende Versicherungsgesellschaft wäre es sehr wünschenswert, in allen Ländern dieselben allgemeinen Versicherungsbedingungen verwenden zu können. Man darf aber nicht leugnen, dass die Gesetzgebung der einzelnen Staaten der Erfüllung dieses Wunsches meistens grosse Hindernisse in den Weg legt. Um so mehr sind alle internationalen Verständigungen, auch solche der Aufsichtsbehörden, zu begrüßen. In manchen Punkten, so z. B. bei den Normen für die Bestimmung der Umwandlungs- und Rückkaufswerte einer Lebensversicherung, sollte man dazu gelangen, die Genehmigung der heimischen Aufsichtsbehörde als massgebend anzuerkennen. Wenn unsere Kongresse zu einer gegenseitigen Aussprache anregen und internationale Verständigungen vorbereiten und fördern helfen, so leisten auch sie damit dem Versicherungswesen einen wertvollen Dienst.

---

## L'ENTRÉE EN VIGUEUR DE LA LOI FÉDÉRALE SUISSE SUR LE CONTRAT D'ASSURANCE.

PAR

CHRISTIAN MOSER, Berne.

---

La loi fédérale sur le contrat d'assurance est entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 1910. Une grande partie du matériel d'assurance employé par les entreprises privées dans leurs opérations en Suisse a dû être transformé pour cette date. Bien que la revision ait porté sur plus de 3000 pièces émanant de 84 sociétés, elle s'est effectuée sans difficulté. Les sociétés ont montré un empressement louable à se conformer aux nouvelles dispositions légales.

La loi fédérale sur le contrat d'assurance repose essentiellement sur le principe de la liberté du contrat; elle s'inspire de la technique en respectant les exigences posées par la nécessité de l'exploitation en grand dans l'assurance, et à l'heure qu'il est, elle a déjà su s'assimiler les esprits de tous les intéressés. Elle contribuera beaucoup à la sécurité du droit et au développement de l'assurance privée en Suisse.

---

## THE WORKING OF THE SWISS FEDERAL LAW ON INSURANCE-CONTRACTS.

BY

CHRISTIAN MOSER, Bern.

---

The Swiss federal law on insurance-contract business has come into operation on the 1<sup>st</sup> January 1910. A great deal of material used previously by the authorised private Societies had to be transformed up to that date. Although the revision touched more than 3000 pieces of material presented by 84 Societies, the change,

as a whole, took place without difficulty. The Companies showed a praiseworthy zeal to conform themselves to the new law.

The Swiss federal law concerning the insurance-contract is founded essentially on the principles of liberty and pays due attention to the technical basis of insurance and to the exigencies of its exercise on a large scale. It may be said, that within the short working period expired up to now the new legislation has succeeded to enter into the minds of all interested parties and that it will consequently contribute no doubt to the security of right and to the development of private insurance in Switzerland

---

#### IV.

IMPORTANCE, APPLICATION ET CALCUL  
DES PROBABILITÉS INDÉPENDANTES.

---

BEDEUTUNG, ANWENDUNG  
UND BERECHNUNG DER UNABHÄNGIGEN  
WAHRSCHEINLICHKEITEN.

---

THE IMPORTANCE, CALCULATION  
AND APPLICATION OF INDEPENDENT  
PROBABILITIES.

---





# THEORIE DER UNABHÄNGIGEN WAHRSCHEINLICHKEITEN

VON

Dr. phil. PAUL EUGEN BÖHMER, Berlin—Friedenau.

## § 1. Die statistische Definition.

**1. Die mehrändrige Gesamtheit.** Einer jeden Personenversicherung liegt eine Gesamtheit von Elementen zu Grunde, welche letztere entweder aus Personen oder aus Personenverbindungen bestehen. Eine solche Gesamtheit kann entweder eine offene sein, wenn nämlich in der Beobachtungsdauer die Aufnahme neuer Elemente in die Gesamtheit erfolgt, oder eine geschlossene, wenn dies nicht der Fall ist. Die Anzahl der zu irgend einem Zeitpunkte vorhandenen Elemente der Gesamtheit heisst ihr Bestand.

Ist die Gesamtheit durch  $k$  Merkmale bestimmt oder  $k$ -ändig, so gibt es  $k$  einander ausschliessende und in dem Aufhören eines der  $k$  Merkmale bestehende Ereignisarten

$$E_1, E_2, \dots, E_k,$$

welche den Ausschluss des betroffenen Elementes und eine Verminderung des Bestandes zur Folge haben, und die demgemäss als Ausscheidefälle oder als auflösende Ereignisse bezeichnet werden. Während der Bestand einer geschlossenen Gesamtheit nur entweder abnehmen oder konstant bleiben kann, kann der einer offenen Gesamtheit durch Beitritte auch zunehmen; wir bezeichnen das Ereignis des Beitrittes mit  $E$ . — Der Beobachtungsdauer legen wir das Jahr als Einheit zu Grunde.

1. Für die Begriffsbestimmung muss es als belanglos gelten, dass die Entscheidung, welcher Ereignisart ein konkreter Ausscheidefall zu zurechnen ist, infolge der Schwierigkeit einer hinreichend scharfen Definition gewisser Merkmale oft sehr schwer oder unmöglich ist.

Ist zu Beginn eines Beobachtungsjahres der Bestand einer offenen Gesamtheit gleich  $A$ , und tritt das Ereignis

$$E_1, E_2, \dots, E_k, \bar{E} \\ N_1, N_2, \dots, N_k, \bar{N}$$

mal ein, so umfasst der Schlussbestand  $B$

$$(1) \quad B = A - N_1 - N_2 - \dots - N_k + \bar{N} = A - \sum_{r=1}^k N_r + \bar{N}$$

Elemente. Man bezeichnet, zunächst unter der Voraussetzung einer geschlossenen Gesamtheit ( $\bar{N} = 0$ ), den echten Bruch

$$(2a) \quad \bar{w}_h = \frac{N_h}{A}$$

als die *abhängige Wahrscheinlichkeit für den Eintritt des Ereignisses*  $E_h$ ; zugleich wird die Grösse

$$(2b) \quad \bar{w} = \sum_{r=1}^k \bar{w}_h$$

als die *totale (abhängige) Ausscheidewahrscheinlichkeit* bezeichnet. Indem wir diese Bezeichnungsweise auch auf den Fall der offenen Gesamtheit ausdehnen und das Bruchschema durch die Gleichung

$$(2c) \quad \bar{w} = \frac{\bar{N}}{A}$$

vervollständigen, betonen wir, dass die Grösse  $\bar{w}$  nicht den Charakter einer Wahrscheinlichkeit besitzt, vielmehr auch grösser als 1 werden kann. Auf Grund der vorstehenden Gleichungen (2) können wir der Formel (1) auch die Gestalt geben

$$(3) \quad B = A (1 - w + \bar{w}).$$

**2. Die statistische Definition der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten.** Die auflösenden Ereignisse  $E_h$  und die Beitritte  $E$  werden nicht alle gleichzeitig eintreten, sondern sich mehr oder weniger regelmässig über das ganze Beobachtungsjahr verteilen, sodass also zu irgend einer Zeit  $t$

$$0 < t \leq 1$$

ein im allgemeinen von  $A$  verschiedener Bestand  $A'$  vorhanden sein wird. Sind nun die Elemente der Gesamtheit von einander unabhängig, so wird in einer auf den Zeitpunkt  $t$  folgenden Zeitspanne  $\Delta t$ , in welcher kein Ereignis  $E$  stattfindet, die Zahl und Art der Ereignisse  $E_h$  nur von den Eigenschaften der Gesamtheit und von der Grösse des Bestandes  $A'$ , nicht aber von der Art und Reihenfolge der vorangegangenen Ereignisse  $E_h$  und  $E$  abhängig sein. Zu einer Messung der von der zufälligen Grösse des

Bestandes unabhängigen Eigenschaften der Gesamtheit kann man daher nur durch die Elimination des jeweiligen Bestandes  $A'$  gelangen; da nun bei der Definition der abhängigen Wahrscheinlichkeiten nur der Anfangsbestand eliminiert ist, erweisen sich diese Grössen als zur Messung jener Eigenschaften ungeeignet.

Um die geforderte Elimination durchzuführen, setzen wir zunächst voraus, dass die sämtlichen Ereignisse  $E_h$  und  $\bar{E}$  zu verschiedenen Zeitpunkten eintreten und teilen das ganze Jahr in

$$N = \sum_{r=1}^k N_r + \bar{N}$$

Zeitintervalle, die je ein Ereignis enthalten. Dann werden sich die beiden Bestände  $A_{n-1}$  und  $A_n$  zu Beginn und am Schlusse, des  $n$ -ten Intervalles stets um die Einheit unterscheiden, u. z. wird  $A_n = A_{n-1} - 1$  sein, falls das Ereignis zu den auflösenden gehört, oder es wird  $A_n = A_{n-1} + 1$  sein, falls im Intervalle ein Beitritt stattfindet. Der Einfachheit halber wollen wir ferner voraussetzen, dass keins der  $A_n = 0$  ist.

Wir fassen nun diejenigen Intervalle ins Auge, die je ein Ereignis von der bestimmten Art  $E_h$  enthalten, und bilden das Produkt aus den Quotienten der Schluss- und Anfangsbestände

$$(4) \quad 1 - \gamma_h = H_h \frac{A_n}{A_{n-1}};$$

der so definierte echte Bruch  $\gamma_h$  heisst alsdann die *unabhängige oder reine Wahrscheinlichkeit für den Eintritt des Ereignisses  $E_h$* .

Wir bilden ferner, indem wir die Intervalle herausheben, in denen neue Elemente beitreten, das Produkt aus den Quotienten der Anfangs- und Schlussbestände (umgekehrt wie oben)

$$(5) \quad 1 - \bar{\gamma} = \bar{H} \frac{A_{n-1}}{A_n};$$

der so definierte echte Bruch  $\bar{\gamma}$ , der die Wahrscheinlichkeit darstellt, dass ein herausgegriffenes Element des Schlussbestandes  $A_N = B$  zu den im Beobachtungsjahre Beigetretenen gehört, soll die *unabhängige Erneuerungswahrscheinlichkeit der Gesamtheit* genannt werden. 1)

---

1)  $\gamma$  ist dann und nur dann gleich Null, wenn keine Beitritte stattfinden, dem Schlussbestande also auch keine neuen Elemente angehören können;  $\bar{\gamma}$  ist dann und nur dann gleich 1, wenn eins der  $A_n = 0$  und  $B > 0$  ist, also alle Elemente des Schlussbestandes aus Aufgenommen bestehen müssen.

Da in die Berechnung der Grössen  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$  nur die Art, nicht aber die Länge der aufeinander folgenden Teilintervalle eingeht, sind die statistisch ermittelten unabhängigen Wahrscheinlichkeiten nur von der Reihenfolge, nicht aber von den Terminen der Ereignisse  $E_h$  und  $\bar{E}$  abhängig.

**3. Die drei Hauptsätze.** Bildet man das Produkt aus den sämtlichen Grössen  $1-\gamma_h$  und dividiert es durch  $1-\gamma$ , so heben sich alle Bestände der Intervallendpunkte mit Ausnahme des Schlussbestandes  $A_N = B$ , der im Zähler, und des Anfangsbestandes  $A$ , der im Nenner stehen bleibt, heraus; man erhält daher unter Benutzung von (3) den

Satz I. *Zwischen den abhängigen und den unabhängigen Wahrscheinlichkeiten besteht die Relation*

$$(6) \quad 1-w + \bar{w} = \frac{\prod_{r=1}^k (1-\gamma_r)}{1-\gamma}.$$

Aus dieser Formel folgt unmittelbar der

Satz II. *Bei einer einrändigen geschlossenen Gesamtheit ist die unabhängige Ausscheide- (Sterbens-)wahrscheinlichkeit mit der abhängigen identisch. 1)*

Eine weitere wichtige Folgerung der obigen Definitionen bildet der folgende

Satz III. *Findet in einer mehrrändigen offenen Gesamtheit nach jedem auflösenden von  $E_h$  verschiedenen Ereignisse und nur nach einem solchen und vor Eintritt eines weiteren ein Beitritt statt, so ist die abhängige Wahrscheinlichkeit von  $E_h$  mit der unabhängigen identisch.*

Betrachtet man nämlich eine zwischen zwei  $E_h$ -Intervallen gelegene Folge von Intervallen, die kein  $E_h$  enthalten, so sieht man, dass Anfangs- und Schlussbestand dieser Folge wegen des Alternierens von Abgang und Zugang gleich sind, und dass daher alle von  $E_h$  verschiedenen Ereignisse ohne Einfluss auf die Faktoren von  $1-\gamma_h$  sind; damit ist aber der Satz auf den vorigen zurückgeführt.

Der vorstehende Satz ist für die Theorie der unabhängigen

1) Vergl. hierzu die unrichtige Definition bei BLASCHKE: Vorlesungen über mathematische Statistik S. 67, wo als unabhängige Sterbenswahrscheinlichkeit eine Grösse eingeführt wird, die grösser als 1 werden kann, und die mit den auf S. 68 ff folgenden richtigen Definitionen im Widerspruch steht.

Wahrscheinlichkeiten von grösster Bedeutung gewesen, da er geradezu zur Definition der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten erhoben worden ist. 1)

**4. Zahlenbeispiel.** Eine aus 48-jährigen Aktiven bestehende Gesamtheit mit dem Anfangsbestande 285 möge im Laufe des Beobachtungsjahres durch Todesfälle ( $E_1$ ) und Invalidisierungen ( $E_2$ ) sowie durch freiwilligen Rücktritt ( $E_3$ ) und Beitritt neuer Mitglieder ( $E$ ) Änderungen erleiden; und zwar möge

$$N_1 = 4, N_2 = 2, N_3 = 1 \text{ und } \bar{N} = 3$$

sein, sodass sich für die abhängigen Wahrscheinlichkeiten und die Grösse  $\bar{w}$  die Werte

$10^3 w_1 = 14,035$   $10^3 w_2 = 7,018$   $10^3 w_3 = 3,509$  und  $10^3 \bar{w} = 10,526$  ergeben, während

$$1 - w + \bar{w} = 0,985\,964$$

zu setzen ist. Über die Reihenfolge der ändernden Ereignisse gibt die erste Zeile der folgenden Tabelle Aufschluss; die zweite Zeile enthält die Ordnungszahl des zugehörigen Intervalles, die dritte seinen Schluss- und die vierte seinen Anfangsbestand.

	$E_1$	$E_3$	$\bar{E}$	$E_1$	$E_2$	$\bar{E}$	$E_2$	$\bar{E}$	$E_1$	$E_1$
n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$A_n$	284	283	284	283	282	283	282	283	282	281
$A_{n-1}$	285	284	283	284	283	282	283	282	283	282

Aus diesen Daten erhält man auf Grund der Formeln (4) und (5) folgende Zahlwerte

$$1 - \gamma_1 = \frac{284 \cdot 283 \cdot 282 \cdot 281}{285 \cdot 284 \cdot 283 \cdot 282} = 0,985\,965, \text{ also } 10^3 \gamma_1 = 14,035$$

$$1 - \gamma_2 = \frac{282 \cdot 282}{283 \cdot 283} = 0,992\,946, \text{ also } 10^3 \gamma_2 = 7,054$$

1) Ausführliche Literaturangaben und historische Hinweise enthält die Arbeit von PAUL SPANGENBERG: Die Karupsche Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten. Veröffentlichungen des Deutschen Vereins f. V.-W. Berlin 1911. Heft. XX. S. 91. ff.



$$1 - \gamma_3 = \frac{283}{284} = 0.996\,479, \text{ also } 10^3 \gamma_3 = 3.521$$

$$1 - \bar{\gamma} = \frac{283 \cdot 282 \cdot 282}{284 \cdot 283 \cdot 283} = 0.989\,449, \text{ also } 10^3 \bar{\gamma} = 10.551$$

Um an diesem Beispiel den Satz I zu prüfen, addieren wir die Logarithmen der drei Grössen  $1 - \gamma_h$

$$\log(1 - \gamma_1) = 0.993\,8614 - 1$$

$$\log(1 - \gamma_2) = 0.996\,9254 - 1$$

$$\log(1 - \gamma_3) = 0.998\,4681 - 1$$

$$\hline 0.989\,2549 - 1$$

und subtrahieren hiervon

$$\log(1 - \bar{\gamma}) = 0.995\,3935 - 1$$

$$\hline 0.993\,8614 - 1;$$

da der Numerus dieses Wertes gleich

$$0.985\,965,$$

also gleich  $1 - w + \bar{w}$  ist, ist in der Tat die Gleichung (6) befriedigt.

Da in unserem Beispiel, wie die erste Zeile der Tabelle lehrt, nach jedem vom Tode verschiedenen auflösenden Ereignis ein Beitritt stattfindet, muss hier die unabhängige Sterbenswahrscheinlichkeit mit der abhängigen übereinstimmen; in der Tat fanden wir

$$10^3 w_1 = 10^3 \gamma_1 = 14.035.$$

Dagegen besteht für die übrigen Wahrscheinlichkeiten, wie der Vergleich zeigt, Verschiedenheit.

## § 2. Die analytische Definition.

**5. Intensitäten und unabhängige Wahrscheinlichkeiten im kontinuierlichen Bestande.** Wir ersetzen jetzt den endlichen Bestand durch eine messbare Menge von der Mächtigkeit des Kontinuums, die stetigen Veränderungen nach der Zeit unterliegt. Es wird alsdann, wenn wir dem Anfangsbestande die Masszahl 1 zuordnen, dem zur Zeit  $t$

$$0 < t \leq 1$$

vorhandenen Bestande eine Zahl  $q$  zugeordnet sein. In entsprechender Weise wird sich die Menge der bis dahin eingetretenen Ereignisse  $E_h$  durch eine Zahl  $q_h$  und die Menge der bis dahin stattgefundenen Beitritte  $\bar{E}$  durch eine Zahl  $\bar{q}$  messen lassen. Die Endwerte dieser Grössen zur Zeit  $t = 1$  mögen gleich  $w_h$  bzw.  $\bar{w}$  gesetzt werden, sodass dem Schlussbestande die Masszahl

$$1 - \sum_{r=1}^k w_r + w = 1 - w + w$$

zukommt. Die Grössen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  müssen in sinngemässer Übertragung der Eigenschaften einer endlichen Gesamtheit endliche Funktionen der Zeit sein, die in jedem Augenblicke die Relation

$$(7) \quad q + \sum_{r=1}^k q_r - \bar{q} = 1$$

erfüllen; zugleich dürfen die Grössen  $q_h$  und  $\bar{q}$  niemals mit wachsender Zeit abnehmen.

Wir wollen die Grössen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  zunächst als differentiierbare Funktionen der Zeit voraussetzen und weiter die Annahme machen, dass  $q$  stets von Null verschieden ist.

Hiernach definieren wir die *Ausscheideintensität infolge des Ereignisses  $E_h$*  durch die Gleichung

$$(8a) \quad \mu_h = \frac{1}{q} \cdot \frac{dq_h}{dt}$$

und die *Erneuerungsintensität des Bestandes* durch die Gleichung

$$(8b) \quad \bar{\mu} = \frac{1}{q} \cdot \frac{d\bar{q}}{dt}.$$

Fassen wir die sämtlichen Ausscheideintensitäten  $\mu_h$  zur *totalen Ausscheideintensität*

$$(9) \quad \mu = \sum_{r=1}^k \mu_r$$

zusammen, so genügt, wie sich aus (7) ergibt, die *Änderungsintensität des Bestandes* der Gleichung

$$(10) \quad \mu - \bar{\mu} = - \frac{1}{q} \cdot \frac{dq}{dt}.$$

Die sämtlichen Ausscheideintensitäten und die Erneuerungsintensität müssen durchweg positive oder verschwindende Werte besitzen; dagegen kann die Änderungsintensität  $\mu - \bar{\mu}$  jeden endlichen Wert annehmen.

Betrachten wir die Intensitäten als das Gegebene, so lassen sich umgekehrt die Grössen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  aus ihnen durch Integration leicht bestimmen; man erhält zunächst aus (10)

$$(11) \quad q = e^{-\int_0^t (\mu - \bar{\mu}) dt};$$

führt man diesen Wert in die Differentialgleichungen (8<sup>a</sup>) und (8<sup>b</sup>) ein, so kommt

$$(12a) \quad q_h = \int_0^t \mu_h q \, dt = \int_0^t \mu_h c - \int_0^t (\mu - \bar{\mu}) \, dt \, dt$$

und

$$(12b) \quad \bar{q} = \int_0^t \bar{\mu} q \, dt = \int_0^t \bar{\mu} c - \int_0^t (\mu - \bar{\mu}) \, dt \, dt,$$

Insbesondere erhalten wir für das Ende des Beobachtungsjahres die Formeln

$$(13) \quad 1 - w + \bar{w} = c - \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, dt,$$

$$(13a) \quad w_h = \int_0^1 \mu_h q \, dt = \int_0^1 \mu_h c - \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, dt \, dt,$$

$$(13b) \quad \bar{w} = \int_0^1 \bar{\mu} q \, dt = \int_0^1 \bar{\mu} c - \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, dt \, dt.$$

Von den Gleichungen (13), (13a) und (13b) lässt sich die erste aus den übrigen ableiten. Addiert man nämlich die  $k$  verschiedenen Gleichungen (13a) und zieht von ihrer Summe die Gleichung (13b) ab, so ergibt sich

$$w - \bar{w} = \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, c - \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, dt \, dt;$$

da hier der Integrand gleich dem mit  $-1$  multiplizierten Differentialquotienten seines Exponentialfaktors ist, lässt sich die Integration leicht vollziehen: man erhält so

$$w - \bar{w} = 1 - c - \int_0^1 (\mu - \bar{\mu}) \, dt,$$

was mit (13) übereinstimmt.

Neben die abhängigen Wahrscheinlichkeiten  $w_h$  und die Grösse  $\bar{w}$ , die durch die Formeln (13a) und (13b) als eindeutige Funktionen des Systems der Intensitäten bestimmt sind, stellen wir nun sofort die *unabhängigen Wahrscheinlichkeiten*  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$ , indem wir diese durch die Gleichungen

$$(14a) \quad 1 - \gamma_h = e^{-\int_0^1 \mu_h dt}$$

und

$$(14b) \quad 1 - \bar{\gamma} = e^{-\int_0^1 \bar{\mu} dt}$$

definieren. Während nun die Grössen  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  je von sämtlichen Intensitäten abhängig sind, erweist sich vermöge der vorstehenden Definition jede unabhängige Wahrscheinlichkeit als eine eindeutige Funktion einzig der ihr zugeordneten Intensität.

**6. Die drei Hauptsätze.** Löst man in Gleichung (13) die Grösse  $\mu$  des Exponenten in ihre  $k$  Bestandteile gemäss (9) auf und wendet auf die Glieder des so entstehenden Produktes die Formeln (14a) und (14b) an, so ergibt sich der

Satz I. *Zwischen den abhängigen und den unabhängigen Wahrscheinlichkeiten besteht die Relation*

$$(6) \quad 1 - w + \bar{w} = \frac{\prod_{r=1}^k (1 - \gamma_r)}{1 - \bar{\gamma}}$$

Aus dieser Formel folgt unmittelbar der

Satz II. *Bei einer einrändigen geschlossenen Gesamtheit ist die unabhängige Ausscheide-(Sterbens-)wahrscheinlichkeit mit der abhängigen identisch.*

Eine weitere wichtige Folgerung der obigen Definitionen bildet der folgende

Satz III. *Ist bei einer mehrrändigen offenen Gesamtheit in jedem beliebigen Zeitintervalle die Menge der aus einer von  $E_h$  verschiedenen Ursache Ausscheidenden gleich der Menge der im gleichen Intervalle Aufgenommenen, so ist die abhängige Wahrscheinlichkeit von  $E_h$  mit der unabhängigen identisch.*

Die Voraussetzungen des Satzes führen hier nämlich zu der Gleichung

$$\sum_{r=1}^k q_r - \bar{q} = q_h$$

und hieraus folgt einmal für  $t=1$  die Gleichung

$$w - \bar{w} = w_h;$$

andererseits ergibt sich durch Differentiation nach  $t$  und Division durch  $q$

$$\mu - \bar{\mu} = \mu_h.$$

Setzt man nun diese Werte in (11) ein und berücksichtigt (14), so folgt hier

$$1 - w_h = 1 - \gamma_h,$$

und damit ist der Satz bewiesen.

**7. Die Unabhängigkeit vom Zeitmasse.** Während wir zur statistischen Definition der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten nur die Reihenfolge, nicht aber die Termine der Ausscheidungs- und Aufnahmefälle herangezogen haben, haben wir bei der analytischen Definition dieser Grössen durch die Formeln (14a) und (14b) die Kenntnis der  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  als Funktionen der Zeit vorausgesetzt. Indessen lässt sich zeigen, dass das hierdurch vorausgesetzte Mehrwissen für die Bestimmung der Grössen  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$  völlig belanglos ist. Hierzu brauchen wir nur nachzuweisen, dass eine im Intervalle von 0 bis 1 umkehrbar-eindeutige stetige Zeittransformation, die sowohl den Anfangspunkt wie den Endpunkt des Intervalles in sich überführt, die Werte der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten ungeändert lässt; denn eine solche Transformation lässt die Aufeinanderfolge der Ereignisse unberührt und verwandelt gleichzeitige Ereignisse und Masszahlen wieder in gleichzeitige.

Zu einer solchen Zeittransformation gelangen wir durch die Einführung eines neuen Zeitmasses  $\vartheta$ , das mit  $t$  durch die Gleichungen

$$\vartheta = f(t); \quad f(0) = 0 \text{ und } f(1) = 1$$

verknüpft ist, und dessen Differentialquotient nach  $t$

$$\frac{d\vartheta}{dt} = f'(t)$$

im ganzen Einheitsintervalle positiv ist.

Stellen wir nun der unter Zugrundelegung des Zeitmasses  $t$  nach der aus (14a) entspringenden Gleichung

$$\log(1 - \gamma_h) = \int_0^1 \mu_h dt = \int_0^1 \frac{1}{q(t)} \cdot \frac{dq_h(t)}{dt} dt$$

ermittelten unabhängigen Wahrscheinlichkeit  $\gamma_h$  eine neue unabhängige Wahrscheinlichkeit  $\gamma'_h$  gegenüber, die unter Zugrundelegung des Zeitmasses  $\vartheta$  nach der Formel

$$\log (1-\gamma'_h) = \int_0^1 \frac{1}{q(\vartheta)} \cdot \frac{dq_h(\vartheta)}{d\vartheta} \cdot d\vartheta$$

berechnet ist, so geht dieses zweite Integral bei der Ausführung der Integraltransformation in das erste Integral über, da die Transformation den Integranden des zweiten Integrals in den des ersten überführt und zugleich die Integralgrenzen ungeändert lässt. Somit ist in der Tat

$$\gamma'_h = \gamma_h.$$

In analoger Weise ergibt sich, dass auch

$$\bar{\gamma}' = \bar{\gamma}$$

ist.

Ein Beispiel für eine solche Zeittransformation wird weiter unten in Nr. 12 gegeben werden.

### § 3. Die Identität der beiden Definitionen.

**8. Übergang von der stetigen zur unstetigen Gesamtheit.** In den beiden vorangegangenen Abschnitten sind die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten auf zwei ganz verschiedene Weisen definiert worden, entsprechend dem Umstande, dass wir das eine Mal eine endliche, das andere Mal eine stetige messbare Gesamtheit zu Grunde gelegt haben. Um die Identität der beiden Definitionen herbeizuführen, fassen wir die endliche Gesamtheit als denjenigen Sonderfall einer unendlichen auf, bei dem sich die Masszahlen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  nur in einer endlichen Anzahl  $N$  von Zeitpunkten  $t_n$  sprungweise um den Wert  $\frac{1}{A}$  ändern und zwar derart, dass an jeder Sprungstelle von  $q$  jedesmal eine und nur eine der Grössen  $q_h$  oder  $\bar{q}$  um  $\frac{1}{A}$  wächst, während in den zwischen den Sprungstellen gelegenen Intervallen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  sämtlich konstant bleiben. Der Wert, den  $q$  durch die  $n$ -te Änderung erreiche, sei  $A_n : A$ .

Bezeichnet man die Endpunkte von  $N$  Teilintervallen des Jahres, die je eine Unstetigkeitsstelle von  $q$  enthalten, mit

$$\tau_0 = 0, \tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{N-1}, \tau_N = 1,$$

so werden im  $n$ -ten Teilintervalle, das die Sprungstelle  $t_n$

$$\tau_{n-1} < t_n < \tau_n$$

einschliesst,  $k$  der  $(k+1)$  Grössen  $q_h$  und  $\bar{q}$  konstant sein, während eine um  $\frac{1}{A}$  wächst; und es wird daher in diesem Intervalle entweder die Gleichung



$$(15a) \quad q + q_h = \text{konst.}$$

oder die Gleichung

$$(15b) \quad q - \bar{q} = \text{konst.}$$

bestehen, je nachdem es die Grösse  $q_h$  oder die Grösse  $\bar{q}$  ist, die sich im Intervalle ändert.

Wir gehen nun wieder von der Gleichung (14a) aus und zerlegen das Integrationsintervall in die  $N$  Teilintervalle

$$\log (1-\gamma_h) = - \int_0^1 u_h dt = - \sum_{n=1}^N \int_{\tau_{n-1}}^{\tau_n} u_h dt = - \sum_{n=1}^N \int_{\tau_{n-1}}^{\tau_n} \frac{1}{q} \frac{dq_h}{dt} dt.$$

Fasst man die  $N$  Glieder der Summe einzeln ins Auge, so sieht man, dass alle diejenigen Summenglieder verschwinden müssen, deren Integrationsintervall keine Unstetigkeit von  $q_h$  enthält. In einem der übrig bleibenden Glieder denken wir uns nun die Funktion  $q$  in der Umgebung der Sprungstelle  $t_n$  durch die Grösse  $(A_{n-1} - q(t))$ :  $A$  ersetzt, worin  $q$  eine stetige, nach  $t$  differentiierbare und monotone, im übrigen aber ganz willkürliche Funktion der Zeit bedeutet, die zu Beginn des Zeitintervalles den Wert 0, zum Schlusse den Wert 1 hat. Alsdann dürfen wir aber die für das Intervall gültige Gleichung (15a) differentiieren und erhalten so

$$\frac{dq_h}{dt} = - \frac{dq}{dt};$$

es folgt dann ganz allgemein und unabhängig von der speziellen Wahl der Hilfsfunktion  $q$

$$- \int_{\tau_{n-1}}^{\tau_n} \frac{1}{q} \frac{dq_h}{dt} dt = \int_{\tau_{n-1}}^{\tau_n} \frac{1}{q} \frac{dq}{dt} dt = \log \frac{q(\tau_n)}{q(\tau_{n-1})} = \log \frac{A_n}{A_{n-1}};$$

also ist

$$\log (1-\gamma_h) = \sum_h \log \frac{A_n}{A_{n-1}}$$

und

$$(4) \quad 1-\gamma_h = H_h \frac{A_n}{A_{n-1}},$$

wo in die Summation und Produktbildung nur diejenigen Intervalle einzuschliessen sind, in denen sich  $q_h$  ändert. — In entsprechender Weise kann man die Formel

$$(5) \quad 1-\bar{\gamma} = H \frac{A_{n-1}}{A_n}$$

herleiten.

Damit ist aber die Identität der statistischen und der analytischen Definition der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten nachgewiesen.

**9. Erweiterung der Definition.** Während die statistische Definition oben nur für den Fall zeitlich getrennter Ereignisse aufgestellt worden ist, ist es nun leicht mit Hilfe der Integraldarstellung von  $\log(1 - \gamma_h)$  auch den Fall gleichzeitiger Ereignisse zu behandeln. Wir beschränken uns indessen, da der allgemeinste Fall nur theoretisches Interesse besitzt, auf die praktisch wichtige Annahme, dass alle Ereignisse  $E_h$  und  $\bar{E}$ , bzw. alle Änderungen der  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  sich in demselben Zeitpunkte  $t_1$  ereignen.

Nun liefert die Differentiation von (7) die Gleichung

$$\frac{d q}{d t} + \frac{d q_1}{d t} + \frac{d q_2}{d t} + \dots + \frac{d q_k}{d t} - \frac{d \bar{q}}{d t} = 0;$$

da diese Differentialquotienten ausserdem der Proportion

$$\frac{d q_1}{d t} : \frac{d q_2}{d t} : \dots : \frac{d q_k}{d t} : \frac{d \bar{q}}{d t} = w_1 : w_2 : \dots : w_k : \bar{w}$$

genügen müssen, so ergibt sich

$$\frac{d q_h}{d t} = - \frac{w_h}{w - \bar{w}} \cdot \frac{d q}{d t}.$$

Daher wird nun

$$\log(1 - \gamma_h) = \frac{w_h}{w - \bar{w}} \int_0^1 \frac{1}{q} \frac{d q}{d t} d t = \frac{w_h}{w - \bar{w}} \log(1 - w + \bar{w})$$

und hieraus entspringt die wichtige Formel

$$(16) \quad 1 - \gamma_h = (1 - w + \bar{w})^{\frac{w_h}{w - \bar{w}}},$$

die für den Fall, dass  $\bar{w} = w$  ist, die Gestalt

$$(17) \quad 1 - \gamma_h = e^{-w_h}, \text{ falls } \bar{w} = w,$$

annimmt. Entsprechende Formeln ergeben sich für die Grösse  $\bar{\gamma}$ .

#### § 4. Die Bestimmung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten aus unvollständigen Angaben.

**10. Problemstellung und Lösungsmethoden.** Den bisherigen Untersuchungen lag die Annahme zu Grunde, dass man die Reihenfolge der auflösenden und erneuernden Ereignisse bzw. den unterjährigen Verlauf der Funktionen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  oder  $\mu$ ,  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  vollständig kenne. Eine solche Voraussetzung trifft aber in der Praxis nicht zu; vielmehr sind hier aus naheliegenden Gründen nur die Grössen  $w_h$  und  $w$  als bekannt anzusehen; das praktische Problem der Bestimmung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten

ist daher mit der Aufgabe identisch: *Es sollen aus den Werten der Grössen  $w_1, w_2, \dots, w_k$  und  $\bar{w}$  die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten  $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$  und  $\bar{\gamma}$  berechnet werden.*

Die so gestellte Aufgabe erhält erst dann einen bestimmten Sinn, wenn man die unvollständigen Daten der Aufgabe durch eine Annahme ergänzt. Eine solche Ergänzung ist nun auf zweierlei Weisen möglich, je nachdem man von einem endlichen oder einem kontinuierlichen Bestande ausgeht. Im ersten Falle wird man nämlich zunächst nach den Entstehungsarten des statistisch beobachteten Endergebnisses fragen und alsdann durch Bewertung der  $N!$  Entstehungsmodi zur Bestimmung der  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$  gelangen. Hierbei wird man wieder zu den Formeln (16) und (17) der Nr. 9. geführt werden. Im zweiten Falle dagegen, wo ein kontinuierlicher Bestand vorausgesetzt wird, kann man durch Vorschreiben der analytischen Gestalt der Zeitfunktionen  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  bzw.  $q_h$  und  $\bar{q}$  die ergänzenden Daten erzielen; dabei kann man diese Vorschrift entweder auf das einzelne Beobachtungsjahr beschränken, oder eine Folge von Beobachtungsjahren mit einander verknüpfen.

Unter den analytischen Vorschriften für die Grössen des einzelnen Beobachtungsjahres bieten sich gleichsam von selbst zwei Hypothesen von hervorragender Einfachheit dar. Die erste besteht in der Annahme, dass die Intensitäten  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  innerhalb des Jahres konstant sind; die zweite dagegen stellt eine Verallgemeinerung der Moivreschen Hypothese über den Verlauf der Todesfälle in einer einändrigen geschlossenen Gesamtheit dar und setzt ein der Zeit proportionales Anwachsen der Grössen  $q_h$  und  $\bar{q}$  voraus.

Wir wenden uns sogleich der mathematischen Behandlung dieser beiden Annahmen zu.

**II. Konstante Intensitäten.** Sind die Grössen  $\mu_h$  und  $\bar{\mu}$  innerhalb des Beobachtungsjahres konstant, so nehmen die Gleichungen (13), (13a) und (13b) folgende Form an.

$$(18) \left\{ \begin{array}{ll} (18a) & 1 - w + \bar{w} = e^{-\mu + \bar{\mu}} \\ (18b) & w_h = \mu_h \frac{1 - e^{-\mu + \bar{\mu}}}{\mu - \bar{\mu}} \\ (18c) & \bar{w} = \bar{\mu} \frac{1 - e^{-\mu + \bar{\mu}}}{\mu - \bar{\mu}} \end{array} \right.$$

Ersetzt man in den Gleichungen (18b) und (18c) die Exponentialfunktion durch Vermittlung von (18a), so erhält man nach leichter Umformung

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{w_h}{w - \bar{w}} = \frac{\mu_h}{\mu - \bar{\mu}} \\ \frac{\bar{w}}{w - \bar{w}} = \frac{\bar{\mu}}{\mu - \bar{\mu}} \end{array} \right.$$

Erhebt man nun die rechte Seite von (18a) zum Exponenten  $\mu_h$ :  $(\mu - \bar{\mu})$  bzw.  $\bar{\mu}$ :  $(\mu - \bar{\mu})$ , die linke dagegen zum Exponenten  $w_h$ :  $(w - \bar{w})$  bzw.  $\bar{w}$ :  $(w - \bar{w})$  und beachtet die Gleichung (14a) bzw. (14b), so erhält man die gesuchten Lösungen in der Form

$$(16a) \quad 1 - \gamma_h = (1 - w + \bar{w})^{\frac{w_h}{w - \bar{w}}}$$

und

$$(16b) \quad 1 - \bar{\gamma} = (1 - w + \bar{w})^{\frac{\bar{w}}{w - \bar{w}}}$$

Falls  $w = \bar{w}$  ist, treten hierfür wieder die Lösungen (17) der Nr. 9 in Kraft.

Obwohl hiermit das Problem der Bestimmung der  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$  bei Gültigkeit der ersten Annahme vollständig gelöst ist, wollen wir doch noch zwecks späterer Verwendung die Darstellungen der Grössen  $q$ ,  $q_h$  und  $\bar{q}$  als expliziter Zeitfunktionen angeben; man bestätigt leicht die Richtigkeit der Gleichungen

$$(19) \quad \left\{ \begin{array}{l} (19a) \quad q = (1 - w + \bar{w})^t, \\ (19b) \quad q_h = \frac{w_h}{w - \bar{w}} \left\{ 1 - (1 - w + \bar{w})^t \right\}, \\ (19c) \quad \bar{q} = \frac{\bar{w}}{w - \bar{w}} \left\{ 1 - (1 - w + \bar{w})^t \right\}. \end{array} \right.$$

**12. Verallgemeinerte Hypothese von Moivre.** Sollen die Grössen  $q_h$  und  $\bar{q}$  der Zeit, die wir hier mit dem Buchstaben  $\vartheta$  bezeichnen wollen, proportional sein, so müssen die Gleichungen gelten

$$(20) \quad \left\{ \begin{array}{l} q_h = w_h \vartheta \\ \bar{q} = \bar{w} \vartheta; \end{array} \right.$$

aus ihnen ergibt sich im Hinblick auf Gleichung (7) sofort

$$(21) \quad q = 1 - (w - \bar{w}) \vartheta.$$

Ermittelt man nun zunächst die Intensitäten nach (8<sup>a</sup>) und (8<sup>b</sup>) und integriert diese Grössen über das Zeitintervall von 0 bis 1, so erhält man nach einander

$$\left\{ \begin{aligned} \mu_h &= \frac{\overline{w'_h}}{1 - (\overline{w'} - \overline{w}) \vartheta}; - \int_0^1 \mu_h d\vartheta = \frac{\overline{w'_h}}{\overline{w'} - \overline{w}} \log(1 - \overline{w'} + \overline{w}) \\ \bar{\mu} &= \frac{\overline{\bar{w}}}{1 - (\overline{w'} - \overline{w}) \vartheta}; - \int_0^1 \bar{\mu} d\vartheta = \frac{\overline{\bar{w}}}{\overline{w'} - \overline{w}} \log(1 - \overline{w'} + \overline{w}); \end{aligned} \right.$$

und daraus folgen mit Rücksicht auf die Gleichungen (14a) und (14b) wieder die Lösungen

$$(16) \quad \left\{ \begin{aligned} 1 - \gamma_h &= (1 - \overline{w'} + \overline{w}) \frac{\overline{w'_h}}{\overline{w'} - \overline{w}} \\ 1 - \bar{\gamma} &= (1 - \overline{w'} + \overline{w}) \frac{\overline{\bar{w}}}{\overline{w'} - \overline{w}} \end{aligned} \right.$$

Um die Formel (16) mit einem Zahlenbeispiel zu belegen, ziehen wir die in dem Beispiel der Nr. 4 auftretenden Grössen  $w_h$  und  $\bar{w}$  heran. Berechnet man aus diesen nach der Formel (16) die Grössen  $\gamma_h$  und  $\bar{\gamma}$ , so ergeben sich die Zahlwerte

$$10^3 \gamma_1 = 14,035$$

$$10^3 \gamma_2 = 7,045$$

$$10^3 \gamma_3 = 3,527$$

$$10^3 \bar{\gamma} = 10,545.$$

Es fällt dabei sofort ins Auge, dass auch hier wieder  $\gamma_1$  mit  $w_1$  übereinstimmt; der Grund liegt darin, dass hier  $w_1 = w - \bar{w}$  ist, wodurch die Gleichung (16a) für  $h=1$  in

$$1 - \gamma_1 = 1 - w_1$$

übergeht.

Die Übereinstimmung der Lösungen unserer Aufgabe für die beiden vorstehend behandelten Hypothesen ist durchaus keine zufällige, vielmehr liegt der Grund dieser Erscheinung darin, dass zwischen beiden Hypothesen eine Zeittransformation der in No. 7 besprochenen Art besteht. Ersetzt man nämlich in den Gleichungen (20) und (21) die Grösse  $\vartheta$  gemäss der Gleichung

$$\vartheta = \frac{1 - (1 - \overline{w'} + \overline{w})^t}{\overline{w'} - \overline{w}},$$

so erhält man genau jene Werte für  $q_h$ ,  $\bar{q}$  und  $q$ , welche in den Gleichungen (19) der vorigen Nr. angegeben sind.

Es bliebe zum Schlusse noch die Erörterung derjenigen Lösungsmethoden übrig, die die Kenntnis der in den benachbarten Einheits-

intervallen beobachteten Werte der  $w_h$  und  $\bar{w}$  zur Bestimmung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten heranziehen. Da diese auf der Anwendung der Differenzen- und Interpolationsrechnung fassenden Methoden bereits eingehende Darstellungen gefunden haben, verzichten wir hier auf eine selbständige Behandlung dieses Gegenstandes und weisen nur darauf hin, dass ihren Resultaten keine grössere Genauigkeit zukommen kann, als sie die Gleichungen (16) liefern.

---

## SUR LA THÉORIE DES PROBABILITÉS INDÉPENDANTES.

PAR

le Dr. phil. Paul Eugen BÖHRER, à Berlin—Friedenau.

---

La publication dans laquelle KARUP a développé pour la première fois la conception logique et la théorie mathématique des probabilités indépendantes de sortie dans le cas de collectivités assujetties à plusieurs changements d'état possibles, remonte déjà à 37 ans. Depuis ce temps, la théorie de KARUP a déjà été discutée en détail par des statisticiens et des actuaires importants dont les uns se sont déclarés en faveur de la nouvelle théorie, tandis que les autres ont cru devoir s'en abstenir. En somme, ces travaux n'ont pas encore réussi à éclaircir définitivement l'admissibilité ou la nécessité de la nouvelle conception: le manque de clarté absolue s'explique par les difficultés de la définition qui jusqu'à présent a été basée pour la plupart sur l'hypothèse d'une collectivité infiniment grande; en conséquence, il fallait se servir comme élément intermédiaire, de la conception de »l'intensité de sortie" qui cependant n'entre plus en compte des qu'il s'agit de collectivités limitées, c.-à-d. correspondantes à la réalité.

Pour surmonter ces difficultés, l'auteur a pris, dans la première partie de son rapport, comme base une collectivité définie assujettie à des changements d'état non seulement par les diverses causes de sortie, mais aussi par l'accès de nouveaux membres. En supposant comme connus les nombres des membres de la collectivité



au commencement de l'observation ainsi que la nature et l'ordre des événements perturbateurs et en renonçant à une détermination abstraite, l'auteur donne une nouvelle définition statistique dans la forme d'une méthode de calcul. Sur cette base, il n'y a pas de difficultés à se rendre compte directement de toutes les qualités des probabilités indépendantes.

Dans la seconde partie de son rapport, l'auteur, conformément à la théorie existante, prend comme base l'hypothèse d'une collectivité continue avec des changements d'état également continus, pour établir sur cette base la définition des intensités ainsi que des probabilités indépendantes. Toutefois il s'avance au de là des travaux précédents, en tenant compte d'accès continus de nouveaux membres et en fournissant la preuve que les valeurs des probabilités indépendantes, déterminées à l'aide des intensités, ne dépendent pas — contrairement aux intervalles de temps, mais seulement de l'ordre des événements.

Dans la 3e partie, l'auteur prouve l'identité des deux définitions, en démontrant que la définition statistique est contenue comme limite dans la définition analytique; il aurait été facile de fournir la même preuve également dans le sens inverse.

La dernière partie s'occupe d'une question spécialement importante pour la pratique, c.-à-d. de la détermination des probabilités indépendantes sur la base de données statistiques incomplètes, ne comprenant en dehors du nombre des membres de la collectivité au commencement de l'observation que les résultats finaux, mais non l'ordre des événements perturbateurs. L'auteur démontre par des exemples spéciaux de quelle manière on peut résoudre cette question en complétant les données à l'aide d'hypothèses commodes et vraisemblables; il ne fait qu'allusion à la méthode du calcul d'interpolation.

Enfin, il y a lieu d'observer que les dénominations choisies par KARUP ne pourront jamais être contradictoires à la définition de l'indépendance aux termes du calcul des probabilités, pourvu seulement qu'on n'examine — comme il a été fait dans le rapport — que les changements de la collectivité même, sans s'occuper des éléments sortis de la collectivité et qui, par cette élimination ne sont plus restés inaltérés.

---

## ON THE THEORY OF INDEPENDANT PROBABILITIES.

BY

Dr. phil. Paul BÖHMER, Berlin—Friedenau.

It is 37 years ago that KARUP has at first established the logical conception as well as the mathematical theory of independent probabilities of withdrawal, in the case of collectivities subject to the influence of several disturbing causes. In the meantime, KARUP's publication has been discussed in detail by important statisticians and actuaries; however, the said critical examinations which resulted partly in approving, partly in denying KARUP's theory, could not up to now decide in a clear manner the question of the admissibility or necessity of the new conception. This absence of clearness is due to the difficulty of definition which up to now took always as originary point the idea of an infinite collectivity. Consequently, the conception of „intensity of withdrawal” was to be taken into account, whereas this conception is eliminated automatically, as soon as we confine ourselves to definite, i. e. real collectivities.

In order to avoid these difficulties, the author in the first part of his paper has taken as basis a definite collectivity, subject to changements not only by different causes of withdrawal, but also by entry of new elements. Supposing as known the initial complex of the collectivity, i. e. the number of persons existing in that community at the beginning of the observation period, as well as the nature and order of disturbing causes, the author obtains entirely from an abstract formula and gives a new statistical definition under the shape of a rule of calculation. Following this rule, there is no difficulty to prove directly all qualities of independent probabilities.

In the second part of the paper, the author accepts, conforming himself to the existing interpretation, the hypothesis of a continuous complexity with continuous changements and gives on this basis the definition of intensities as well as of independent probabilities. The author exceeds, however, the limits observed by previous

studies on the same subject; he considers the effects caused by continuous entries and points out that the values of independent probabilities obtained with the aid of intensities are affected — otherwise than the intensities themselves — only by the order of events, but remain unchanged by the interval of time.

In the third part, the author proves the identity of both definitions by stating that the analytical definition involves as a limit the statistical one. It would have been easy to prove the same thing also from the inverse standpoint.

In the fourth part, the author deals with the question especially important in practice of deriving independent probabilities from incomplete statistical data, giving only the initial complex of the community as well as the final numbers, but not the order of perturbing events, the author shows some special examples for illustrating the way of completing the statistical data by reasonable and convenient hypothetical assumptions; in this order of ideas, he makes some allusion to the method of interpolation calculus.

Finally, it is to be observed that the denominations accepted by KARUP could never get into contradiction with the definition of „independence” as stated by the theory of probability calculus, — provided only that, as it has been done throughout in the above paper, the examination is strictly confined to changements of the community itself, excluding entirely all elements which have already been altered by whatever cause of withdrawal.

---

# BEDEUTUNG, ANWENDUNG UND BERECHNUNG DER UNABHÄNGIGEN WAHRSCHEINLICHKEITEN UND IHR VERHÄLTNISS ZU DEN ÜBRIGEN STATISTISCHEN MASSZAHLEN

VON

PROF. DR. G. ROSMANITH, Prag.

## Einleitung.

Der langwierige und heftige wissenschaftliche Streit, zu dem die Entwicklung der Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten vor mehr als drei Decennien Anstoss gegeben hatte, hat einen eigentlichen Abschluss nicht gefunden. Es ist von grossem Interesse, in der grossangelegten und bedeutungsvollen Arbeit SPANGENBERGS\*) alle die Einwände kennen zu lernen, die gegen die streng logisch und mathematisch fundierte Theorie damals gemacht wurden und zu erfahren, mit welchem Mangel an mathematischen Scharfblick man angebliche Fehler und Widersprüche in der Theorie nachzuweisen suchte. Aber die Gegner vermochten niemanden zu überzeugen und heute wird es wohl keinen Fachmann geben, der die Berechtigung dieser von KARUP ausgebauten und der praktischen Anwendung zugeführten Theorie bestreiten würde.

Trotzdem sind bis heute noch nicht ganz klare Vorstellungen über das Verhältnis dieser Theorie zu der übrigen Materie der mathematischen Statistik durchgedrungen und es mangelt noch an der richtigen Einreihung ihrer Lehren in den systematischen Aufbau der Erkenntnisse dieser Wissenschaft. Die Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten wurde ja mitten in die bereits anderweitig entwickelte Theorie der statistischen Wahrscheinlichkeiten hineingepflanzt; dabei wurde aber übersehen, die neue Theorie

---

\*) Veröffentlichungen des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft, Heft XX.

nach rückwärts auszubauen, ihre Resultate von den elementaren Erscheinungen ausgehend zu begründen und eine neue Fundierung herzustellen, von der aus sich ein einheitlicher Ueberblick und eine widerspruchslose Behandlung des ganzen Komplexes der Erscheinungen und Erkenntnisse gewinnen lässt. So erklärt es sich denn auch, dass die Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten noch immer wie ein Fremdkörper im Organismus unserer Wissenschaft betrachtet wird und in den neueren Werken über mathematische Statistik teils gar keine Berücksichtigung, teils eine nicht ganz einwandfreie Behandlung gefunden hat.

Einen Beitrag zu dieser einheitlichen Erfassung des ganzen Erscheinungsgebietes zu liefern, ist der Zweck der nachfolgenden Ausführungen.

*Die Sterbenswahrscheinlichkeit in Gesamtheiten ohne Austritte.*

Wenn von  $l_x$  am Anfange eines Jahres unter Beobachtung befindlichen  $x$  jährigen Personen im Laufe des Jahres  $t_x$  sterben, so wird der Quotient  $\frac{t_x}{l_x}$  als die *Sterbenswahrscheinlichkeit*, das Complement zur Einheit als die *Ueberlebenswahrscheinlichkeit* definiert und somit

$$q_x = \frac{t_x}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}, \quad p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} = 1 - q_x$$

zu setzen sein.

Wir definieren als „Sterbensintensität“ für eine Gesamtheit  $l_{x+t}$  zur Zeit  $t$  am Anfange des Zeiteilchens  $dt$  den Ausdruck

$$\mu_{x+t} = \frac{-d l_{x+t}}{l_{x+t} \cdot d_x}$$

wenn die am Anfange des Jahres vorhandene Zahl von  $l_x$  Personen *nur durch Tod gelichtet wird* und sich zum Ende des Jahres auf  $l_{x+1} = l_x - t_x$  Personen vermindert.

Es ist somit

$$\mu_{x+t} dt = \frac{-d l_{x+t}}{l_{x+t}} = -d \log l_{x+t}$$

$$\int_0^1 \mu_{x+t} dt = - \int_0^1 d \log l_{x+t} = - \log \frac{l_{x+1}}{l_x} \quad \text{und daher}$$

$$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} = e^{- \int_0^1 \mu_{x+t} dt} \quad (I)$$

Ist  $\mu_{x+t}$  als Function von  $t$  in irgend einer Weise bestimmt, so kann  $p_x$  berechnet werden. Die einfachste Annahme für die Function  $\mu_x$  besteht in der Annahme der gleichmässigen Verteilung der Todesfälle, woraus  $l_{x+t} = l_x - t t_x$  und  $-d l_{x+t} = t_x d t$  also

$$\mu_{x+t} d t = \frac{t_x d t}{l_x - t t_x}$$

$$- \int_0^1 \mu_{x+t} d t = \log (l_x - t t_x) \Big|_0^1 = \log \frac{l_{x+1}}{l_x}$$

$$\text{somit } e^{- \int_0^1 \mu_{x+t} d t} = \frac{l_{x+1}}{l_x} = p_x \text{ folgt.}$$

Die Bezeichnung des Quotienten  $\frac{t_x}{l_x}$  als „Wahrscheinlichkeit“ findet seine Begründung in der vollständigen Analogie, die mit einer rein wahrscheinlichkeitstheoretischen Aufgabe herzustellen ist. Denkt man sich nämlich in einer Urne  $l$  Kugeln mit den Nummern 1, 2, 3... bis  $l$  bezeichnet und sollen davon  $t$  Kugeln gezogen werden, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine *bestimmte* Nummer gezogen wird

$$w = \frac{t}{l}$$

und diese Wahrscheinlichkeit ist bekanntlich die gleiche, ob alle  $t$  Kugeln mit einem einzigen Griffe, oder nacheinander gezogen werden, wenn in letzterem Falle eine gezogene Kugel nicht wieder in die Urne zurückgelegt wird.

#### *Die Sterbenswahrscheinlichkeit in Gesamtheiten mit Austritten.*

Bei den geschlossenen Gesamtheiten, welche das Substrat der Beobachtung für die Gewinnung der genannten statistischen Masszahlen bieten, vollzieht sich jedoch niemals der zu beobachtende Vorgang in der einfach schematischen Form, sondern es tritt eine Komplikation dadurch ein, dass ein Anzahl  $A_x$  am Anfange des Jahres unter Beobachtung gestandenen Personen aus der Beobachtung lebend ausscheidet, sich der weiteren Beobachtung entzieht, so dass die faktisch gezählten  $T_x$  Todfälle nicht alle Todfälle darstellen, welche aus den  $L_x$  lebenden Personen hervorgehen konnten, indem eine unbekannte Zahl aus den inzwischen ausgetretenen  $A_x$  Personen dem Tode anheimfallen musste.



Sind nun von den  $L_x$  anfänglich zur Beobachtung vorhandenen Personen im Laufe des Jahres  $T_x$  gestorben und  $A_x$  lebend ausgeschieden, so kann im Allgemeinen die Berechnung der Sterbenswahrscheinlichkeit nur unter Annahme eines typischen Verlaufes der Erscheinung während der Beobachtung erfolgen. Wir nehmen an, dass die Anzahl  $L_x$  sehr gross ist und dass sich die Todfälle und Austritte gleichmässig über das Jahr verteilen, so dass in jedem Jahresbruchteile ein proportionaler Teil auf Todfälle und Austritte entfällt. Dann wird einerseits die Zahl der noch unter Beobachtung befindlichen Personen nach einem beliebigen Jahresbruchteile  $t$  durch

$$L_{x+t} = L_x - t(T_x + A_x)$$

gegeben sein, andererseits angenommen werden können, dass die Anzahl der in einem kleinen Zeitteilchen  $dt$  gestorbenen Personen  $T_x dt$  ist.

Unter diesen Voraussetzungen ist also für die ursprüngliche Gesamtheit  $L_x$  in jedem späteren Zeitpunkte  $t$  eine Sterbeintensität

$$\mu_{x+t} dt = \frac{T_x dt}{L_x - tD_x}$$

gegeben, wenn  $T_x + A_x = D_x$ , der Gesamtzahl der Ausscheidungen gleichgesetzt wird, woraus  $L_{x+1} = L_x - D_x$  folgt. Nimmt man nun an, dass auf die Gesamtheit  $l_x$  in jedem Punkte  $t$  eine Intensität von der vorstehend gegebenen Stärke wirken würde, so müsste im Laufe des Jahres die Anzahl der Lebenden  $l_x$  nur unter Wirkung der alleinigen Austrittsursache des Todes auf die Anzahl

$$l_{x+1} = l_x p_x = l_x \cdot e^{-\int_0^1 \mu_{x+t} dt}$$

vermindert werden, oder für diese Gesamtheit eine Ueberlebenswahrscheinlichkeit

$$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} = e^{-\int_0^1 \mu_{x+t} dt}$$

bestehen. Nun ist

$$-\int_0^1 \mu_{x+t} dt = -\int_0^1 \frac{T_x dt}{L_x - tD_x} = \frac{T_x}{D_x} \log [L_x - t(L_x - L_{x+1})] \Big|_0^1$$

$$= \frac{T_x}{D_x} \log [L_{x+1} - L_x] = \log \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{T_x}{D_x}} \text{ daher ergibt sich}$$

$$p_x = e^{-\int_0^1 \mu_{x+t} dt} = \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{T_x}{D_x}}$$

und

$$q_x = 1 - \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{T_x}{D_x}} \quad (II)$$

als Ausdruck für die Sterbenswahrscheinlichkeit, die sich nach Eliminierung des Einflusses der Austritte ergibt, also der »gewöhnlichen« Sterbenswahrscheinlichkeit; das heisst, jede Gesamtheit  $L_x$  liefert in einem Jahre  $T_x = L_x q_x$  Todsfälle, wenn keine andere Ausscheidung stattfindet. Man kann aber diesen Wert noch genauer, damit man schon in der Benennung seine Entstehungsweise aus einem Materiale erkenne, bei dem der Todfall nicht die einzige Ausscheidungsursache bildet, als *reine* oder *reduzierte* (nämlich reduziert bezüglich der anderen Ausscheidungsursachen) Sterbenswahrscheinlichkeit bezeichnen. Der Spezialfall, dass keine andere Ausscheidung als durch Tod stattfindet, ist aber in obiger allgemeiner Formel enthalten, indem für  $A_x = 0$ ,  $D_x = T_x$  und  $q_x = 1 - \frac{L_{x+1}}{L_x}$  folgt.

Die Ableitung der Formel (II) findet sich nach BLASCHKE (mathem. Statistik Seite 80) schon bei HEYM und wurde unter anderen Voraussetzungen aber mit dem gleichen Gedankengange von KARUP in seiner Abhandlung über den Pensionsfond der Zuckerfabriken begründet. KARUP hat später in seiner „Gothaer Witwensocietät“ noch einen strengen Beweis geliefert, dass die Intensitäten der beiden Gesamtheiten  $L$  und  $l$  derselben Grenze zustreben.

Die Formel (II) kann unverändert auch für den Fall gelten, als *Eintritte* in die Beobachtung während der Beobachtungszeit stattfinden, wenn nur das Verteilungsgesetz für die Eintritte identisch ist mit jenem der Austritte. Es bezeichnet dann  $A$  die Differenz der Zahl der Austritte und Eintritte und wird *negativ* ausfallen, wenn die Zahl der Eintritte überwiegt.

In Anwendung dieser Formel (II) findet man beispielsweise, wenn die Zahl der *Austritte* gross ist und jene der *Eintritte* übersteigt:

für  $L = 100$ ,  $T = 4$ ,  $A = 10$

$$p = \left(\frac{86}{100}\right)^{\frac{1}{14}} = 0.957823 \quad q = 0.042177$$

für  $L = 100$ ,  $t = 1$ ,  $A = 10$

$$p = \left(\frac{89}{100}\right)^{\frac{1}{11}} = 0.989462 \quad q = 0.010538$$

Dagegen wenn die Zahl der *Beitritte* gross ist und jene der Austritte wesentlich übersteigt:

für  $L = 106$ ,  $T = 4$ ,  $A = -40$

$$p = \left(\frac{138}{100}\right)^{-\frac{2}{38}} = 0.983191 \quad q = 0.016809$$

*Näherungswerte* für diesen *strengen Ausdruck* der Sterbenswahrscheinlichkeit wurden durch die bekannten Ableitungen von WITTSTEIN und ZEUNER geliefert.

Ausgehend von den beiden notwendigerweise bestehenden Gleichungen:

$$L_{x+1} = L_x - T_x - A_x$$

$$\text{und } L_{x+1} = L_x \frac{l_{x+1}}{l_x} - A_x^n$$

wobei  $A_x^n$  die Zahl der von den  $A_x$  ausgetretenen am Ende des Jahres noch lebenden Personen bedeutet, findet man unter der Annahme der gleichmässigen Verteilung der Todfälle:

a) nach der WITTSTEIN'schen Hypothese der *gleichmässigen* Verteilung der Austritte (bezw. Eintritte):

$$A_x = \int_0^1 a \, dt \quad A_x^n = \int_0^1 a \frac{l_{x+1}}{l_{x+t}} \, dt = \int_0^1 \frac{a \, l_{x+1}}{l_x - t(l_x - l_{x+1})} \, dt$$

$$a = A_x \text{ und } A_x^n = -a \frac{1-q}{q} \log(1-q)$$

$$q_x = \frac{T_x}{L_x - \frac{A_x}{q_x} \left[ 1 + \frac{1-q_x}{q_x} \log(1-q_x) \right]} = \frac{T_x}{L_x - A_x \left( \frac{1}{2} + \frac{w}{6} \right)}$$

so dass angenähert

$$q_x = \frac{T_x}{L_x - \frac{A_x}{2}} \quad (\text{III})$$

gesetzt werden kann.

b) nach der ZEUNER'schen Hypothese, dass die Zahl der Ein- und Austretenden jeweils *proportional den Lebenden der Absterbeordnung* sei:

$$A_x = \int_0^1 a l_{x+t} dt = a \frac{l_x + l_{x+1}}{2}$$

$$A_x^n = \int_0^1 a l_{x+1} dt = \frac{2 A_x l_{x+1}}{l_x + l_{x+1}}$$

$$L_x q_x = T_x + A_x - \frac{2 A_x l_{x+1}}{l_x + l_{x+1}} = T_x + A_x \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x + l_{x+1}}$$

$$L_x q_x - A_x q_x \frac{l_x}{l_x - l_{x+1}} = T_x$$

$$q_x = \frac{T_x}{L_x - A_x \frac{l_x}{l_x + l_{x+1}}}$$

Die WITTSTEIN'sche Formel (III) ist ein, allerdings sehr guter, aber doch nur ein Näherungswert für die Formel (II) und sie wurde, wie man nunmehr sieht, *nicht mit voller Berechtigung*, von jeher als der eigentliche Ausdruck für die *reine*, bezüglich der Wirkung der Austritte *reduzierte* Wahrscheinlichkeit gehalten. Für die oben berechneten Beispiele ergeben sich nach Formel (III) der Reihe nach die Wahrscheinlichkeitswerte

$$0,042105, 0,010526, 0,016667$$

welche gegenüber den genauen Werten nach der Formel (II)

$$0,042177, 0,010538, 0,016809$$

nur bei grossen Werten von  $A$  eine erhebliche Abweichung zeigen.

Man kommt zu diesem Näherungswerte auch auf folgende einfache Weise: wären die  $A_x$  Personen nicht ausgeschieden, oder jede ausgeschiedene durch eine neu eintretende Person ersetzt worden, so hätte die Anzahl der Todfälle offenbar sich vergrössern müssen, u. z. w. wenn man annimmt, dass die Austritte sich gleichmässig verteilen, somit im Durchschnitte auf die Mitte des Jahres gelegt werden können, um  $A \frac{q_x}{2}$ . Es hätten also den  $L_x$  möglichen

Fällen  $T_x + A_x \frac{q_x}{2}$  günstige entsprochen, woraus für  $q_x$  der Ausdruck (III) folgt. Schliesslich findet sich dieser Näherungswert auch

direkt aus (II), indem man die Reihenentwicklung des Exponentialausdruckes mit den Gliede 2. Ordnung abbricht.

Für die Formel (II) ergibt sich auch eine interessante wahrscheinlichkeitstheoretische Deutung. Wenn von  $L$  mit Nummern bezeichneten Kugeln  $T$  gezogen und nicht in die Urne zurückgelegt werden, dabei aber gleichzeitig die Zahl der in der Urne verbleibenden Kugeln willkürlich geändert wird, so kann eine Berechnung der Wahrscheinlichkeit nach den Regeln über die zusammengesetzten Wahrscheinlichkeiten nur dann stattfinden, wenn die Aenderung des jeweiligen Bestandes an Kugeln in der Urne selbst als eine parallel laufende 2. Ziehung aufgefasst und der Verlauf beider Ziehungen in ihrem gegenseitigen Verhältnisse genau bekannt ist. Beträgt nun die Aenderung der Kugelzahl, also die Zahl der günstigen Fälle für die 2. Ziehung  $A$ , so ist die Wahrscheinlichkeit, weder für das Ereignis ( $T$ ) noch für das Ereignis ( $A$ ) gezogen zu werden  $1 - \frac{T+A}{L} = \frac{L_1}{L}$ . Bei einer Zahl wiederholter Ziehungen mit *Zurücklegung* der jeweils gezogenen Kugel in die Urne drückt sich aber die Wahrscheinlichkeit als Potenz der für eine jede einzelne Ziehung sich ergebenden Wahrscheinlichkeit aus. Würde also die gleiche Wahrscheinlichkeit  $\frac{L_1}{L}$  durch Ziehungen mit jedesmaliger Rücklegung der Kugel gewonnen worden sein, so wäre, da

$$\frac{L_1}{L} = \left(\frac{L_1}{L}\right)^{\frac{D}{D}} = \left\{\left(\frac{L_1}{L}\right)^{\frac{1}{D}}\right\}^D$$

die Einzelwahrscheinlichkeit  $\left(\frac{L_1}{L}\right)^{\frac{1}{D}}$  für jede einzelne Ziehung, gleichgiltig ob dieselbe für das Ereignis ( $T$ ) oder ( $A$ ) stattgefunden hat. Da nun aber die Reihenfolge der Ziehungen ganz beliebig ist, dieselben von einander unabhängig erscheinen (denn man gelangt bei Einhaltung jeder beliebigen Reihenfolge zu demselben Endresultat), so findet man die Wahrscheinlichkeit, bei  $T$  Ziehungen für das Ereignis ( $T$ ) nicht gezogen worden zu sein

$$p = \left(\frac{L_1}{L}\right)^{\frac{T}{D}}$$

d. h. die Wahrscheinlichkeit für das oben definierte Ziehungsproblem ist ebenso gross, als wenn man aus einer Urne mit einer Zahl von  $\left(\frac{L_1}{L}\right)^{\frac{1}{D}}$  Kugeln  $T$  Ziehungen macht und dabei jedesmal die gezogene Kugel zurücklegt. Die Formel (II) drückt also den Uebergang von der Ziehungsart mit von einander *abhängigen*

Ziehungen zu der Ziehungsart mit *unabhängigen* Ziehungen aus und löst so in einfach logischer Weise das Problem, dessen mathematische Lösung nur mittels des Begriffes der Sterbeintensität und unter einer Anzahl von Voraussetzungen erfolgt.

*Die statistischen Masszahlen bei gleichzeitiger Wirkung  
mehrerer Ursachen.*

Wir haben bisher angenommen, dass ein Ausscheiden aus der ursprünglichen Gesamtheit nur durch Tod oder Austritt stattfindet. Für die Berechnung der Sterbenswahrscheinlichkeit ist es irrelevant, aus welcher Ursache der Austritt erfolgt. Jedoch wird in dem Falle, als der Austritt infolge einer Qualitätsänderung erfolgt, diese Änderung auch auf die Auslegung der Masszahl  $q$  einen Einfluss üben, da ja in diesem Falle auch der jeweilig zurückbleibenden Gesamtheit eine einschränkende Qualitätsbezeichnung zukommen muss.

Nehmen wir nunmehr an, dass von  $B_x$  am Anfange der Beobachtung vorhandenen *aktiven* Personen  $I_x$  wegen Invalidität ausscheiden und  $T_x^{aa}$  sterben, ohne invalid geworden zu sein, so ist nach dem Resultate der bisherigen Untersuchung

$$q_x^{aa} = 1 - \left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{T_x^{aa}}{D_x} \quad (\text{IVa})$$

wobei  $D_x = T_x^{aa} + I_x$ ,  $B_{x+1} = B_x - D_x$  zu setzen, die *reine* Sterbenswahrscheinlichkeit für eine *aktive* Person.

In gleicher Weise lässt sich aber eine *reine* Invaliditätswahrscheinlichkeit

$$i_x = 1 - \left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{I_x}{D_x} \quad (\text{IVb})$$

definieren.

Man sieht aus dem blossen Anblick dieser beiden Ausdrücke, dass wegen  $T_x + I_x = D_x$

$$\left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{T_x^{aa}}{D_x} + \left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{I_x}{D_x} = \frac{B_{x+1}}{B_x}$$

sein muss, woraus weiter folgt

$$(1 - q_x^{aa})(1 - i_x) = \frac{B_{x+1}}{B_x} = \frac{B_x - D_x}{B_x} = 1 - \frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x} \quad (\text{V})$$

$$\text{oder } (1 - q_x^{aa})(1 - i_x) = (1 - w_x) \quad (\text{VI})$$



worin  $w_x = \frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x}$  die „reine“ Wahrscheinlichkeit überhaupt aus der Beobachtung auszuschneiden vorstellt, da ein anderweitiger Abgang nicht stattfindet und daher bei der Berechnung nach Formel (II) der Potenzexponent  $\frac{T_x^{aa} + I_x}{D_x}$  gleich 1 wird.

Findet also ein Ausscheiden aus zwei oder noch mehr Ursachen statt, so ist die Wahrscheinlichkeit, überhaupt aus der Beobachtung auszuschneiden, gleich dem Produkte der reinen Ausscheidungswahrscheinlichkeit für jede einzelne Ursache des Ausscheidens. Wegen der Analogie mit der mathematischen zusammengesetzten Wahrscheinlichkeit, welche sich in dem Falle, als die einzelnen Ereignisse unabhängig von einander sind, das heisst beliebig gleichzeitig oder nach einander eintreten können, als Produkt der Einzelwahrscheinlichkeiten darstellt, hat KARUP diese reine Wahrscheinlichkeit als „unabhängige“ bezeichnet.

Die Formel (VI) kann auch direkt abgeleitet werden, wobei sich die Voraussetzungen für ihre Giltigkeit ergeben. Scheiden im Laufe eines Jahres  $I_x + T_x^{aa} = D_x$  Personen aus, so existiert eine Ausscheidungsintensität von

$$\omega = -\frac{d B_{x+t}}{B_{x+t} dt} = \frac{D_x}{B_{x+t}}$$

wenn sich der Abgang  $D_x$  gleichmässig über das ganze Jahr verteilt, also  $d B_{x+t} = D_x dt$  gesetzt werden kann.

Nimmt man an, dass in jedem kleinen Zeitteilchen die verhältnismässig gleiche Verteilung der Austritte herrscht, wie für das ganze Jahr, so ist

$$d I_x + d T_x^{aa} = d D_x$$

$$I_x dt + T_x^{aa} dt = D_x dt$$

und

$$r_x + \mu_x^{aa} = \omega$$

Die reine Ausscheidungswahrscheinlichkeit  $w_x$  ergibt sich dann aus

$$w_x = e^{-\int_0^1 \omega_x dt} = e^{-\int_0^1 (r_x + \mu_x^{aa}) dt} = e^{-\int_0^1 r_x dt} \cdot e^{-\int_0^1 \mu_x^{aa} dt}$$

oder  $1 - w_x = (1 - i_x) (1 - q_x^{aa})$

da offenbar  $1 - e^{-\int_0^1 r_x dt}$  und  $1 - e^{-\int_0^1 \mu_x^{aa} dt}$  die reinen Wahrscheinlichkeiten, im Laufe des Jahres invalid zu werden, bzw. als Aktiver zu sterben, gemäss Formel (I) vorstellen.

Eine Decremententafel der Aktiven wird sich somit ergeben, wenn man die Formel

$$B_{x+n} = B_x (1 - i_x) (1 - i_{x+1}) \dots (1 - i_{x+n-1}) \quad (VII)$$

$$\times (1 - q_x^{aa}) (1 - q_{x+1}^{aa}) \dots (1 - q_{x+n-1}^{aa})$$

für alle Werte  $n = 1, 2, 3, \dots$  vom jüngsten Alter  $x$  anwendet.

Finden ausser dem Ausscheiden durch Tod und Invalidität noch anderweitige Austritte statt, und setzen wir

$$C_{x+1} = C_x - (I_x + T_x^{aa} + A_x)$$

so ist  $dI_x + dT_x^{aa} + dA_x = dD_x$  zu setzen. Wir müssen eine Austrittsintensität  $\lambda_x$  definieren und finden

$$v_x + \mu_x^{aa} + \lambda_x = \omega_x$$

$$w_x = e^{-\int_0^x \omega_x dx} = e^{-\int_0^x (v + \mu_x^{aa} + \lambda_x) dx}$$

$$1 - w_x = (1 - i_x) (1 - q_x^{aa}) (1 - a_x) \quad (VIII)$$

In ähnlicher Weise wie vorher ergeben sich für die reinen Wahrscheinlichkeiten die Werte

$$i_x = 1 - \left( \frac{C_{x+1}}{C_x} \right)^{\frac{I_x}{D_x}} \quad (IX)$$

$$q_x^{aa} = 1 - \left( \frac{C_{x+1}}{C_x} \right)^{\frac{T_x}{D_x}} \text{ und } a_x = 1 - \left( \frac{C_{x+1}}{C_x} \right)^{\frac{A_x}{D_x}}$$

woraus wieder die Gleichung (VIII) folgt.

Als gute Näherungswerte für diese Ausdrücke hat KARUP die Relationen

$$i_x = \frac{I_x}{C_x - \frac{I_x + A_x}{2}}$$

$$q_x^{aa} = \frac{T_x^{aa}}{C_x - \frac{I_x + A_x}{2}} \quad (IX')$$

$$a_x = \frac{A_x}{C_x - \frac{I_x + T_x}{2}}$$

nachgewiesen.

Eine Decremententafel der Aktiven beim *Zusammenwirken aller 3 Austrittsursachen* wird dann durch wiederholte Anwendung der Formel

$$C_{x+1} = C_x (1 - w_x) = C_x (1 - i_x) (1 - q_x^{aa}) (1 - a_x)$$

abgeleitet. Soll eine Abfallsordnung der Aktiven hergestellt werden, bei welcher nur auf Ausscheidung infolge Tod oder Invalidität Bedacht genommen wird, so sind die aus Formel (IX) berechneten Werte von  $i_x$  und  $q_x^{aa}$  anzuwenden und ist die Abfallsordnung nach Formel (VII) zu berechnen, ebenso wie die unter Berücksichtigung des Abganges bei Lebzeiten berechneten reinen Sterbenswahrscheinlichkeiten zu einer Decremententafel der Lebenden ohne Abgang führen; dies liegt im Begriffe der *reinen* Wahrscheinlichkeiten.

In wahrscheinlichkeitstheoretischer Erfassung nach dem Urnenschema lässt sich erkennen, dass die Wahrscheinlichkeit *überhaupt* nicht auszuschneiden,  $\frac{C_x+1}{C_x}$  bei gleichzeitiger Ziehung sämtlicher Ausscheidungen ebensogross ist, wie wenn man aus der Zahl von nur  $\left(\frac{C_x+1}{C_x}\right)^{\frac{1}{D_x}}$  Aktiven zwar ebensoviele Ziehungen macht, aber die *gezogenen Kugeln jeweilig wieder in die Urne zurücklegt*. Dann kann man aber die Ausscheidungen beliebig in Gruppen fassen, und es ist die Wahrscheinlichkeit, in  $I_x$  Ziehungen für das Ereignis (I) nicht auszuschneiden,  $\left(\frac{C_x+1}{C_x}\right)^{\frac{I_x}{B_x}}$  u. s. w. ganz unabhängig von der Reihenfolge der Ziehungen.

Allgemein gilt für jede beliebige Zahl der Ausscheidungsursachen der Satz:

*Die Wahrscheinlichkeit, überhaupt aus der Beobachtung auszuschneiden, ist gleich dem Produkte der reinen Wahrscheinlichkeiten, aus jeder einzelnen Ursache auszuschneiden, wobei die reine Wahrscheinlichkeit für eine einzelne Ursache unter der Annahme berechnet wird, dass ihr gegenüber alle übrigen Ausscheidungen wie ein gewöhnlicher Abgang behandelt werden.*

*Die „gewöhnlichen“ statistischen Wahrscheinlichkeiten.*

Wir haben im Vorstehenden einen konsequenten Aufbau der Theorie der „reinen“ statistischen Wahrscheinlichkeiten versucht, welcher auf der Anwendung der in der Theorie der „unabhängigen“ Wahrscheinlichkeiten gewonnenen Erkenntnisse gegründet ist. Es ist nunmehr notwendig, die auf diese Weise erhaltenen Resultate mit jenen statistischen Wahrscheinlichkeiten in Beziehung zu bringen, welche auf Grund eines wesentlich anderen Calculs gewonnen werden und zur Zeit des Erscheinens der KARUP'schen Arbeiten als statistische Masszahlen bereits allgemein Anwendung gefunden hatten.

Dieser Calcul geht von der Anwendung der Formel (III)

$$q_x = \frac{T_x}{B_x - \frac{A_x}{2}}$$

als der grundlegenden Formel sowohl bei der Wirkung einer einzigen, als auch bei dem Zusammenwirken mehrerer Ursachen aus. Sind zwei Ursachen des Ausscheidens ( $T$ ) und ( $I$ ) gegeben aussër dem „Austreten“ durch Entziehung aus der weiteren Beobachtung und ist  $w_{x'}^I$  die Wahrscheinlichkeit „überhaupt auszuseiden“, so ist bei Anwendung der Grundformel (III)

$$w_{x'}^I = \frac{\frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x - \frac{A_x}{2}}}{\frac{T_x^{aa}}{B_x - \frac{A_x}{2}} + \frac{I_x}{B_x - \frac{A_x}{2}}}$$

zu setzen. Wird nun jeder der beiden Summanden selbst als eine Wahrscheinlichkeit, u. zw. der erste als Sterbenswahrscheinlichkeit eines Aktiven  $q_{x'}^{aa}$  der zweite als Invaliditätswahrscheinlichkeit  $i_{x'}^I$  erfasst, so ergibt sich als Ausdruck für die Wahrscheinlichkeit *nicht* auszuseiden

$$1 - w_{x'}^I = 1 - q_{x'}^{aa} - i_{x'}^I$$

und für die Ableitung der Decremententafel

$$B_{x+n} = B_x (1 - w_{x'}^I) (1 - w_{x'+1}^I) \dots (1 - w_{x+n-1}^I)$$

Die Wahrscheinlichkeiten  $q^I$  und  $i^I$  zeigen also einen ganz eigentümlichen Charakter, indem sie wohl bezüglich der Austritte reduziert sind, aber nicht bezüglich der zweiten, die Ausscheidung bedingenden Ursache. Sie sind also für sich allein „unabhängig“ nicht erfassbar, sondern nur in Berücksichtigung ihrer gegenseitigen Abhängigkeit anzuwenden, indem von  $L_x^a$  aktiven Personen nur dann  $L_x^a q_{x'}^{aa}$  gestorbene Aktive erwartet werden können, wenn gleichzeitig  $L_x^a i_{x'}^I$  Aktive invalid geworden sind. Diese Wahrscheinlichkeiten können also mit Rücksicht auf die ersterwähnte Tatsache als „nicht reduzierte“, auf die letztere Tatsache hin als „abhängige“ Wahrscheinlichkeiten bezeichnet werden.

Es ist ein weiterer Mangel dieses Systems und eine Folge der eben festgestellten Abhängigkeit, dass eine Wahrscheinlichkeit, welche aus einem Beobachtungsmaterial bei Berücksichtigung zweier Ausscheidungsursachen gewonnen wurde, nicht zur Herstellung einer Decremententafel für drei Ausscheidungsursachen verwendet werden kann, was aber bei den „reinen“ Wahrscheinlichkeiten tatsächlich möglich ist.

Beim gleichzeitigen Wirken mehrerer Ursachen sollen die „reinen

und die „nicht reduzierten“ Wahrscheinlichkeiten in der gegenseitigen Relation.

$$(1-q)(1-i)\dots = 1-q'-i'-\dots \quad (X)$$

stehen. Wenn Austritte nicht vorkommen, dann besteht diese Relation gemäss der Formel (V) tatsächlich. Denn in diesem Falle ist

$$(1-q_x)(1-i_x) = 1 - \frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x} = 1 - q_x^{aa} - i_x'$$

Dass diese Relation nicht genau bestehen kann, wenn infolge von Austritten die Wahrscheinlichkeiten  $q'$ ,  $i'$  u.s.w. teilweise reduziert sind und daher nur Näherungswerte vorstellen, ist so selbstverständlich, dass man sich nicht genug wundern kann, dass dieser Umstand von BEHM zum Nachweise der Unrichtigkeit von KARUP's Theorie geltend gemacht werden konnte, statt zur Einsicht der Unvollkommenheit der „abhängigen“ Wahrscheinlichkeiten zu führen. (Siehe hierüber SPANGENBERG Seite 123.) Die Richtigkeit dieser Formel (X) erhellt aber sofort, wenn man in derselben den genauen Wert einsetzt für

$$1 - q'_x - i'_x \dots = 1 - w'_x \quad (V)$$

$1 - w'_x$  ist wohl angenähert gleich  $1 - \frac{T_x^{aa} + I_x \dots}{B_x - \frac{A_x}{2}}$  aber bei

sinngemässer Anwendung der Formel (II) genau

$$1 - w'_{x'} = \left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{T_x^{aa} + I_x + A_x \dots}{D_x}$$

wobei  $D_x = T_x^{aa} + I_x + A_x + \dots$

Die Exponentialfunction rechts ist aber gleich

$$\left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{T_x^{aa}}{D_x} \cdot \left( \frac{B_{x+1}}{B_x} \right) \frac{I_x}{D_x} \dots = (1 - q_x^{aa})(1 - i_x) \dots$$

so dass sich tatsächlich die Relation (X)

$$1 - w'_x = (1 - q_x^{aa})(1 - i_x) \dots$$

ergibt.

Man erhält auch leicht den obigen Näherungswert aus dem genauen Ausdrucke, wenn man letzteren in eine Reihe entwickelt und mit dem Gliede 2. Ordnung abbricht:

$$\left(\frac{B_{x+1}}{B_x}\right) \frac{T_x^{aa} + I_x}{D_x} = \left(1 - \frac{D_x}{B_x}\right) \frac{T_x^{aa} + I_x}{D_x} = 1 - \frac{T_x^{aa} + I_x}{D_x} \cdot \frac{D_x}{B_x}$$

$$- \frac{(T_x^{aa} + I_x) A_x}{2 D_x^2} \cdot \frac{D_x^2}{B_x^2} = 1 - \frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x} \left(1 + \frac{A_x}{2 B_x}\right) = 1 - \frac{T_x^{aa} + I_x}{B_x - \frac{A_x}{2}}$$

indem angenähert  $1 + \frac{A_x}{2 B_x} = \frac{1}{1 - \frac{A_x}{2 B_x}}$  gesetzt wird.

Es würde also in der Tat die Relation (X) zwischen den „abhängigen“ und „unabhängigen“ Wahrscheinlichkeiten auch beim Zusammenwirken mehrerer Ursachen mit Austritten bestehen, wenn für die ersteren *genaue* Werte gegeben werden könnten, welche die Bedingung erfüllen müssten

$$1 - (q' + i' + \dots) = \left(\frac{B_{x+1}}{B_x}\right) \frac{T_x^{aa} + I_x + \dots}{D_x}$$

Solche *genaue* Werte existieren aber nicht und die gebräuchlichen Näherungswerte  $q'$ ,  $i'$  u.s.w. können selbstverständlich nur unvollkommen der Gleichung (X) Genüge leisten.

Zur Beurteilung des gegenseitigen Verhältnisses der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten zu den abhängigen ist es nötig festzustellen, dass bei den unabhängigen Werten die Austritte wegen Entziehung aus der Beobachtung gleich behandelt werden wie jene aus irgend einer anderen Ursache, so dass in gleicher Weise auch reine Austrittswahrscheinlichkeiten abgeleitet werden können, bei den abhängigen Werten jedoch die einzelnen Wahrscheinlichkeiten bezüglich der Austritte reduziert werden, bezüglich der anderen wirkenden Ursachen jedoch unreduziert bleiben. Ist also nur *eine* wirkende Ursache vorhanden, so sind *logischer* Weise die unabhängigen und abhängigen Werte *identisch*, nicht aber ihrem *mathematischen* Ausdrucke nach, weil die „reine“ Wahrscheinlichkeit durch Formel (II)

$$q_x = 1 - \left(\frac{L_{x+1}}{L_x}\right) \frac{T_x}{D_x}$$

die „gewöhnliche“ oder abhängige durch Formel (III)

$$q_x = \frac{T_+}{L_x - \frac{A_x}{2}}$$



dargestellt wird. Die letztere Formel ist aber nichts anderes als eine Näherungsformel für die Formel (II), welche man erhält, wenn Formel (I) als Potenzreihe entwickelt und beim Gliede 2. Ordnung abgebrochen wird.

Auch SPANGENBERG erkennt die Identität beider Werte an und führt auf Seite 29 seiner Abhandlung einen mathematischen Nachweis dafür, dass die „gewöhnliche“ Sterbenswahrscheinlichkeit unter den Begriff der „unabhängigen“ fällt.

BLASCHKE (Vorlesungen über mathem. Statistik Seite 67) definiert abweichend von KARUP die unabhängige Sterbenswahrscheinlichkeit  $\gamma_x$  als „Integral der Sterbeintensität“, lässt für die „abhängige“ Sterbenswahrscheinlichkeit  $w_x$  aber die Relation

$$w_x = 1 - e^{-\int_0^x \mu_{x+t} dt}$$

gelten, findet dadurch die Beziehung

$$w_x = 1 - e^{-\gamma_x} \quad \gamma_x = -\log(1 - w_x) = \frac{w_x}{1 - \frac{w_x}{2}}$$

Da aber gerade der hier verwendete Ausdruck für  $w_x$  die Grundformel für die Definition einer „reinen“ Wahrscheinlichkeit vorstellt, kann man dieser Auffassung des Verhältnisses der beiden Systeme nicht zustimmen. Der Zusammenhang zwischen Näherungswert und genauem Functionswert lässt sich hier überhaupt nicht durch eine geschlossene Formel ausdrücken. Erst die bei Wirkung mehrerer Ursachen auftretenden Werte lassen sich in Relationen bringen, wie solche weiter unten angeführt werden, weil bei diesen schon bezüglich der genauen Werte keine Identität besteht. Die von BLASCHKE gegebene Relation ist in der Tat eine für das Verhältnis von *Sterblichkeitscoefficient* und *reiner Wahrscheinlichkeit* angenähert bestehende, weil das Integral der Sterbeintensität ein Näherungswert für den Coefficienten der Bevölkerungsstatistik ist.

Aus den angeführten Tatsachen ergibt sich in offenkundiger Weise, dass das System der »abhängigen« Wahrscheinlichkeiten nur als ein Näherungsverfahren für das System der »unabhängigen« oder »reinen« Wahrscheinlichkeiten gewertet werden kann, dass nur das letztere System zu einer logisch und mathematisch einwandfreien Begründung der Decremententafeln führt.

Bei der Knappheit des zur Verfügung stehenden Raumes ist es unmöglich, auf die ausserordentlich schwierige Frage der Dar-

stellung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten durch die abhängigen und umgekehrt einzugehen; ich muss mich deshalb darauf beschränken, die folgenden Umwandlungsformeln ohne Ableitung zu reproduzieren:

Sind die abhängigen Wahrscheinlichkeiten gegeben, so sind die strengen Formeln für die Umwandlung

$$i = 1 - (1 - w')^{\frac{i'}{w'}} \quad q^{aa} = 1 - (1 - w')^{\frac{q'^{aa}}{w'}} \quad (X)$$

$$w' = i' + q'^{aa}$$

In diese Formel geht selbstredend der Fehler über, mit welchem die abhängigen Wahrscheinlichkeiten selbst als unvollkommene Näherungen behaftet sind.

Sind nur 2 Ursachen wirkend, dann finden sich für diese Formeln die Näherungswerte

$$i = i' \left( 1 + \frac{q'}{2} \right) \quad q = q' \left( 1 + \frac{i'}{2} \right) \quad (XI)$$

Auf mannigfache Art lassen sich für die Umkehrung die Formeln ableiten

$$i' = i \left( 1 - \frac{q^{aa}}{2} \right) \quad q' = q \left( 1 - \frac{i}{2} \right) \quad (XII)$$

(siehe auch SPANGENBERG, Seite 124).

Diese Formeln (XI) und (XII) liefern aber bei den höheren Altern sehr ungenügende Näherungen.

### *Die Berechnung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten.*

Ist das Urmaterial bzw. die Beobachtungszahlen  $B_x, I_x, T_x^{aa}, A_x \dots$  gegeben, so sind die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten am besten nach den strengen Formeln (IX) zu berechnen. Für die praktische Rechnung genügen wohl die Näherungsformeln (IX'), die bisher ausnahmslos angewendet wurden.

Die Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten gestattet aber ohneweiters Wahrscheinlichkeitswerte zu kombinieren und eine kombinierte Abfallsordnung herzustellen, wenn auch die einzelnen Wahrscheinlichkeiten aus verschiedenen Beobachtungsmaterialien stammen; nur müssen diese Wahrscheinlichkeiten als „reine“ (unabhängige) berechnet worden sein und soweit diese Bedingung eingehalten erscheint, ist durchaus kein Hindernis vorhanden, diese Wahrscheinlichkeiten auch aus bevölkerungsstatistischem Materiale zu entnehmen. So gelangte Karup zu einer

Abfallsordnung *lediger Aktiver*, indem er die aus der BEHM'schen Statistik berechneten unabhängigen Invaliditäts- und Sterbenswahrscheinlichkeiten mit den aus der Bevölkerungsstatistik entnommenen Heiratscoeffizienten kombinierte. Diese Kombination von verschiedenen Beobachtungsergebnissen ist umso leichter durchführbar, als sich nachweisen lässt, dass die sogen. „Coeffizienten“ der Bevölkerungsstatistik gute Näherungswerte für die Intensitäten bilden und daher aus ihnen leicht die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten berechnet werden können.

Der Coeffizient ist nämlich der Quotient aus der in einem Kalenderjahr beobachteten Zahl der Eintritte des fraglichen Ereignisses durch das Mittel aus der vom Anfange und Ende des Kalenderjahres unter Beobachtung gestandenen Personen, nach Gesamtheiten gleichen Alters unterteilt. Setzt man statt des Mittels der Personenzahl am Anfang und Ende des Jahres die von den ursprünglich vorhanden Personen während des Jahres insgesamt verlebte Zeit, so bekommt man den Ausdruck des *theoretischen* Coeffizienten z.B. für die Sterblichkeit

$$k_x = \frac{\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} T_{x+t} dt}{\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} L_{x+t} dt}$$

Hieraus ergibt sich unter der Voraussetzung des gleichmässigen Absterbens der Näherungswert

$$k_x = \frac{\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \frac{T_x dt}{L_{x+t} dt}}{\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} dt} = \int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \mu_{x+t} dt = \mu_x$$

und die unabhängige Wahrscheinlichkeit kann durch Auswertung des Integrals gewonnen werden

$$q_x = 1 - e^{-\int_0^1 \mu_{x+t} dt}$$

KARUP hat für die praktische Auswertung eine Umformung der Decremententafel derart vorgenommen, dass das Integral von jüngsten Alter bis zum laufenden Alter in die Formel eingeht und das Integral durch einfache Quadratur nach der Formel

$$\int_r^x \mu_x dx = \frac{1}{4} \mu_r + \frac{1}{2} \mu_{r+\frac{1}{2}} + \frac{1}{2} \mu_{r+1} + \dots + \frac{1}{2} \mu_{x-\frac{1}{2}} + \frac{1}{4} \mu_x$$

gewonnen.

SPANGENBERG gibt auf Seite 157 in den Formeln 82) und 83) die Mittel zur genauen Berechnung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten an die Hand, wenn die Intensitäten gegeben sind. Dieselben stützen sich auf die direkten Beobachtungszahlen der gestorbenen Aktiven bzw. Invalid gewordenen und beziehen noch die 8. Differenzen dieser Zahlenreihen in die Rechnung ein. Trotz der ausserordentlich mühevollen Berechnungsweise reichen die Resultate der Rechnung bei den höheren Altern noch nicht an die Genauigkeit der Formel (II) heran. SPANGENBERG nimmt nämlich die Abfallsordnung  $B_x$  sowie die Reihe der Todesfälle und Invalidisierungen jedes Alters  $T_x^{aa}$  und  $I_x$  als gegeben an, berechnet zuerst nach seinen Interpolationsformeln die Intensitäten, dann aus den Intensitäten die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten, welche er auf Seite 173 unter der Aufschrift „genau“ verzeichnet. Berechnet man diese Wahrscheinlichkeiten jedoch nach Formel (IVa) und (IVb), so bekommt man beispielsweise

$$\text{für Alter } 40 \quad i = 1 - \left( \frac{795099}{806431} \right)^{\frac{2739 \cdot 44}{11331 \cdot 15}} = 0.00341558$$

$$\text{für Alter } 75 \quad {}^{aa} = 1 - \left( \frac{27198 \cdot 81}{38929 \cdot 41} \right)^{\frac{1919 \cdot 142}{11730 \cdot 599}} = 0.056976$$

während SPANGENBERG die Werte bekommt

$$i_{40} = 0.0034153 \quad q_{75}^{aa} = 0.056827$$

so dass sich für die jüngeren Alter eine fast völlige Uebereinstimmung, für die höheren Alter eine gute Näherung der SPANGENBERG'schen Werte ergibt. Jedenfalls erweisen sich dadurch die SPANGENBERG'schen Formeln vorzüglich geeignet, um die Berechnung der Intensitäten bei gegebenen Beobachtungszahlen, oder die Berechnung der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten aus den gegebenen Intensitäten auszuführen.

---

# IMPORTANCE, APPLICATION ET CALCUL DES PROBABILITÉS INDÉPENDANTES ET LEURS RAPPORTS AUX AUTRES MESURES STATISTIQUES.

Par

le Prof. Dr. G. ROSMANITH, Prague.

---

Si sur  $L_x$  personnes entrées dans l'observation on compte dans le courant d'une année  $T_x$  décès, et si en outre  $A_x$  personnes

sont sorties de l'observation pendant cette année, la probabilité »pure« de décès est donnée par la formule :

$$q_x = 1 - \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right) \frac{T_x}{D_x}$$

$$\text{où } T_x + A_x = D_x \text{ et } L_{x+1} = L'_x - D_x.$$

Cette formule qui tout d'abord est expliquée par l'auteur, doit servir de base au complexe total de la théorie des mesures statistiques, si autrement sa véritable importance est reconnue exactement.

Au lieu de cette formule on s'est habituée à appliquer une valeur approximative  $q_x = \frac{T_x}{L_x - \frac{A_x}{2}}$  qui, jusqu'à présent, a été

considérée à tort comme point de départ de la théorie. Dans l'expression rigoureuse ci-dessus, le coefficient  $A_x$  comprend non seulement des »sorties« dans le véritable sens de la parole, mais il implique également des changements quelconques dans les qualités des individus appartenant à la collectivité pourvu que les décès des individus qui ont déjà subi des changements pareils, ne soient pas compris dans le nombre  $T_x$  de décès. D'après la même formule, on obtient également, en cas de coïncidence de changements de qualités, les probabilités »pures« pour chacune de ces »causes motrices« ainsi que la probabilité de ne sortir ni de l'observation ni de subir un changement de qualité pendant l'année, à savoir :

$$p_x = \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right) \frac{T_x}{D_x} \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right) \frac{I_x}{D_x} \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right) \frac{A_x}{D_x} \dots = \frac{L_{x+1}}{L_x}$$

parce que

$$T_x + I_x + A_x \dots = D_x.$$

La probabilité de décès ordinaire  $q_x = \frac{T_x}{L_x - \frac{A_x}{2}}$  est essentielle-

ment identique à la probabilité pure, autant qu'il n'y a que deux causes de sortie  $T$  et  $A$ , tandis que mathématiquement elle ne représente toujours qu'une valeur approximative. Or, les probabilités »ordinaires« basées sur cette approximation, ne peuvent, dès qu'il y a coïncidence de plus de 2 causes, être évaluées à leur tour que comme valeurs approximatives et la relation  $p'_x = 1 - q' - i' \dots$  ne

permet de déduire qu'approximativement la valeur  $p_x = \frac{L_{x+1}}{L_x}$ .

Enfin l'auteur examine l'importance de la formule fondamentale ci-dessus exposée au point de vue de la théorie du calcul des probabilités et discute la méthode de déterminer les probabilités »pures«.

---

## THE IMPORTANCE, CALCULATION AND APPLICATION OF INDEPENDENT PROBABILITIES AND THEIR RELATIONS TO OTHER STATISTICAL MEASURES.

By

Prof. Dr. G. ROSMANITH, Prague.

---

If among  $L_x$  persons under observation  $T_x$  death cases have occurred and  $A_x$  persons have withdrawn during the observation period (year), the »pure« probability of death is given by the formula:

$$q_x = 1 - \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right) \frac{T_x}{D_x}$$

where  $T_x + A_x = D_x$  and  $L_{x+1} = L'_x - D_x$ .

The author explains at first this formula which — if recognized in its true meaning — must become the fundamental basis of the whole theory of statistical measures. Up to now, an approximative value of the said formula has been generally in use and considered unduly as theoretical outset. In the above exact formula  $A_x$  must not be confided to withdrawals in the strict sense, but may include equally »changements of quality«, provided only that the death cases occurring among the persons which have been affected by such changements, are not computed again among the death members  $T_x$ . According to the same formula, if  $n$  mutually independent causes being on simultaneously  $n$  changements of quality, we find the »pure« probability for every one of such causes as well as the probability of being during the observation



year affected neither by withdrawals nor by whatever changes of quality, i. e.

$$p_x = \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{T_x}{D_x}} \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{I_x}{D_x}} \left( \frac{L_{x+1}}{L_x} \right)^{\frac{A_x}{D_x}} \dots = \frac{L_{x+1}}{L_x}$$

because

$$T_x + I_x + A_x + \dots = D_x.$$

The »ordinary« probability of death  $q_x = \frac{T_x}{L_x} - \frac{A_x}{2}$  is, if two

qualities of withdrawal are only to be taken into account, materially identical with the »pure« probability, whereas mathematically the first is only to be considered as an approximation of the second. Consequently, in the case of more than two disturbing causes, the »ordinary« probabilities obtained in base of such approximative value, are again to be regarded only as approximations and the relation  $p'_x = 1 - q' - i'$  leads only in an approximative manner to the value  $p_x = \frac{L_{x+1}}{D_x}$ .

Finally, the author examines the importance of the above fundamental formula from the theoretical standpoint of calculus of probabilities and examines the methods of calculating the »pure« probabilities.

---

# IMPORTANCE, APPLICATION ET CALCUL DES PROBABILITÉS INDÉPENDANTES ET LEURS RAPPORTS AUX AUTRES MESURES STATISTIQUES

PAR

R. RISSER,

Actuaire du Ministère du Travail—Paris.

Si les sorties des membres  $A_x$  d'un ensemble de personnes d'âge  $x$ , sont attribuables à plusieurs causes (décès, invalidité, mariage, etc....) l'observation directe permet de déterminer les probabilités ordinaires dues à ces diverses causes,  $q_x, i_x, h_x \dots$ ; le nombre des personnes  $A_{x+1}$  subsistant dans l'ensemble au commencement de l'année  $(x+1)$  est représenté par :

$A_{x+1} = A_x F_x$  où  $F_x = (1 - q_x - i_x - h_x)$  si l'on fait intervenir 3 causes seulement de sorties.

La théorie des probabilités indépendantes ou des probabilités absolues, substitue au produit  $A_x F_x$  le produit  $A_x F'_x$  où  $F'_x$  n'est autre chose que  $(1 - q'_x)(1 - i'_x)(1 - h'_x)$ ,  $q'_x, i'_x, h'_x$  représentant les probabilités absolues de décès, d'invalidité, de mariage à l'âge  $x$ .

L'ensemble au commencement de l'année  $(x+1)$  comprendra donc  $A'_{x+1}$  personnes

$$A'_{x+1} = A'_x (1 - q'_x) (1 - i'_x) (1 - h'_x);$$

il est évident que si  $x = x_0$  est l'âge auquel on commence à examiner ou plutôt à suivre le groupe, on a  $A'_x = A'_{x_0} = A_{x_0}$ .

De là il résulte qu'au bout de  $n$  années après l'année  $x$ , le nombre des personnes du groupe sera réduit à

$$A'_{x+n} = A'_x (1 - q'_{x,1}) (1 - q'_{x+1}) \dots (1 - q'_{x+n-1}) (1 - i'_{x,1}) \dots (1 - i'_{x+n-1}) (1 - h'_{x,1}) \dots (1 - h'_{x+n-1})$$

ce qu'on peut encore représenter par l'expression symbolique :

$$A'_{x+n} = A'_x \prod_{t=0}^{t=n-1} (1 - q'_{x+t}) (1 - i'_{x+t}) (1 - h'_{x+t})$$

Cette manière de faire correspond exactement à l'application du théorème suivant de KARUP :

»La probabilité que, dans le courant d'une année, plusieurs»  
 »événements dont chacun séparément modifierait un état existant,»  
 »ne s'accompliront pas, est égal au produit des probabilités *absolues*»  
 »du non accomplissement de chacun de ces événements».

Il est évident que la probabilité absolue n'apparaît que pour des événements dont la réalisation peut être rendue impossible par l'arrivée antérieure d'autres événements.

Nous avons cru devoir nous borner dans l'application des probabilités absolues à un essai sur le problème de l'assurance invalidité.

Dans cette partie spéciale on fait intervenir la probabilité absolue d'invalidité et la probabilité absolue de mourir valide.

Considérons un groupe d'individus d'âge  $x$  tous en état de validité, et au nombre de  $A$  au commencement de l'année d'observation; soient  $B$  et  $C$  les nombres respectifs de nouveaux entrants et de sortants volontaires au cours de l'année, et désignons par  $D_x$  le nombre des personnes valides sortant par suite de décès, et par  $I$  le nombre des cas d'invalidité survenus dans l'année.

La probabilité ordinaire d'invalidité est représentée par l'expression :

$$(1) \quad i_x = \frac{I}{A + \frac{B - C}{2}}$$

et la probabilité ordinaire de mourir en état de validité

$$(2) \quad q_x^{\text{val}} = \frac{D}{A + \frac{B - C}{2}} *$$

Or il faut remarquer que pour l'établissement de la formule (1), il n'a point été tenu compte des personnes décédées en état de validité, et que pour celui de la formule (2) on n'a point fait intervenir les personnes devenues invalides dans le courant de l'année.

\*) On a employé ici la notation de Mr. HAMZA (voir le très intéressant rapport de Mr. HAMZA sur la théorie mathématique de l'assurance contre le risque d'invalidité d'origine morbide, sénile ou accidentelle. — Congrès international des actuaires de Paris, 1900.)

Pour ces raisons KARUP fut amené à introduire la probabilité absolue d'invalidité  $i'_x$  et la probabilité absolue de mourir en état de validité  $q^{aa'}_x$ , et à les définir par les expressions suivantes :

$$(1)' \quad i'_x = \frac{I}{A + \frac{B - C - D}{2}} \quad (\text{probabilité absolue d'invalidité})$$

$$(2)' \quad q^{aa'}_x = \frac{D}{A + \frac{B - C - I}{2}} \quad (\text{probabilité absolue de mourir en}$$

état de validité),

et KARUP définit la probabilité absolue comme la probabilité qui aurait lieu si l'élément perturbateur (mortalité des valides dans le 1<sup>er</sup> cas, invalidité dans le 2<sup>e</sup> cas) n'existait point; cette manière de voir revient à admettre que tout se passe comme si l'on remplaçait chaque individu décédé en état de validité ou chaque individu devenu invalide, par un nouvel entrant valide du même âge.

Connaissant les quantités  $i'_x$ ,  $q^{aa'}_x$ , et  $q^i_x$  taux de mortalité ordinaire pour un invalide d'âge  $x$ , on peut calculer la composition d'un ensemble d'individus (valides et invalides aux différentes années).

Considérons en effet un ensemble de  $l_w$  personnes d'âge  $w$ ; cet ensemble se divisera par la suite en deux groupes distincts, savoir un groupe de valides (actifs) et un groupe d'invalides.

Sur les  $l_w$  personnes qui à l'époque initiale constituaient le groupe, un certain nombre deviennent invalides dans la suite du temps et entrent dans le groupe des invalides; ce groupe d'invalides s'accroît du nombre des actifs qui deviennent invalides et décroît par suite des décès qui se produisent parmi les invalides.

On peut donc dire qu'à l'origine le nombre des invalides que nous désignerons par  $l^{ii}_{w0}$  est nul et le nombre des actifs  $l^{aa}_{w0} = l_w$  (population initiale).

Si  $l^{aa}_x$  et  $l^{ii}_x$  désignent respectivement les nombres d'actifs (ou de valides) et d'invalides d'âge  $x$  et  $l^{aa}_{x+1}$ ,  $l^{ii}_{x+1}$  ceux d'âge  $x + 1$ , figurant dans notre groupe, on voit qu'il existe entre ces diverses quantités les relations suivantes :

$l^{aa}_{x+1} = l^{aa}_x \bar{p}^{aa}_x$  où  $\bar{p}^{aa}_x$  représente la probabilité qu'une personne valide âgée de  $x$  années ne mourra ni deviendra invalide dans le cours de l'année suivante :

$$\bar{p}^{aa}_x = (1 - i'_x) (1 - q^{aa'}_x)$$

et par suite  $l^{aa}_{x+1} = l^{aa}_x (1 - i'_x) (1 - q^{aa'}_x)$

$$\bar{l}_{x+1}^{ii} = \bar{l}_x^{aa} i_x' \left( 1 - \frac{q_x^{aa'} + q_x^i}{2} \right) + \bar{l}_x^{ii} (1 - q_x^i)$$

Cette dernière relation se comprend facilement, si l'on se reporte à ce qui a été dit précédemment quant au mode de formation de la population invalide.

On voit en définitive que

$$\bar{l}_{x+n}^{aa} = \bar{l}_x^{aa} \prod_{t=0}^{t=n} (1 - i_{x+t}') (1 - q_{x+t}^{aa'})$$

*Observation importante.* — Jusqu'ici nous avons implicitement supposé que tous les individus appartenant au groupe des invalides n'en pouvaient sortir que par décès, alors que les résultats de l'application de l'assurance obligatoire contre l'invalidité en Allemagne, montrent qu'il se produit en réalité un passage du groupe des invalides au groupe des valides, c'est à dire qu'un certain nombre d'individus rentrent par là même chaque année dans l'ensemble des actifs.

On est donc amené à tenir compte de ce phénomène pour rectifier les valeurs de  $i_x'$  et  $q_x^{aa'}$  et à faire intervenir un nouvel élément  $r_x^{ia}$  qui servira à définir la probabilité absolue du passage des invalides dans le groupe des valides.

Désignons par  $K$ , le nombre des individus qui sont passés du groupe des invalides au groupe des valides au cours de l'année  $x$ ; on voit qu'il faut substituer à la valeur de  $i_x'$  donnée plus haut, la valeur suivante :

$$(1)'' \quad i_x'' = \frac{I}{A + \frac{B - C - D + K}{2}}$$

et à  $q_x^{aa'}$  la probabilité ci-dessous :

$$(2)'' \quad q_x^{aa''} = \frac{D}{A + \frac{B - C - I + K}{2}}$$

Quant à  $r_x^{ia}$  on la définira comme le quotient du nombre des sorties  $K$  constatées au cours de l'année  $x$ , parmi les invalides d'âge  $x$ , par le nombre des invalides déclarés d'âge  $x$ , en supposant évidemment toutes les opérations rapportées au 1<sup>er</sup> Janvier, pour pouvoir définir comme il convient la probabilité  $r_x^{ia}$ .

Il est évident que les nombres de vivants, valides, et invalides  $\bar{l}_{x+1}^{aa}$  et  $\bar{l}_{x+1}^{ii}$  seront représentés respectivement par les expressions suivantes :

$$\bar{l}_{x+1}^{aa} = \bar{l}_x^{aa} (1 - i_x'') (1 - q_x^{aa''}) + \bar{l}_x^{ii} r_x^{ia}$$

$$\text{et } l_{x+1}^{ii} = l_x^{aa} l_x^{ii} \left( 1 - \frac{q_x^{aa} + q_x^i}{2} \right) + l_x^{ii} (1 - q_x^i) - l_x^{ii} r_x^{ia};$$

on passerait donc de proche en proche aux valeurs de  $l_{x+n}^{aa}$  et  $l_{x+n}^{ii}$ , en ayant recours aux équations précédentes qui indiquent le mode de formation des nombres de valides et d'invalides aux différentes années.

Supposons pour un instant qu'il ne se produise pas de sorties du groupe des invalides pour d'autres raisons que les décès, c'est à dire que le coefficient  $r_x^{ai}$  soit nul à tous les âges et cherchons à exprimer en faisant intervenir le taux instantané d'invalidité  $r_x$  à l'âge  $x$ , le taux  $\mu_x^a$  de mortalité pour une personne d'âge  $x$ , et le taux  $\mu_x^i$  de mortalité pour un invalide d'âge  $x$ .

Mr. HAMZA a montré qu'il était possible de donner à l'aide de ces éléments une valeur du nombre des invalides d'âge  $x$  provenant de tous les âges antérieurs (à partir de l'âge  $y$ ); nous allons reproduire très rapidement son analyse:

Sur  $l_z^{aa}$  personnes valides d'âge  $z$ , il y en a  $l_z^{aa} r_z dz$  qui deviendront invalides dans l'intervalle de temps  $dz$  et parmi celles là

$$l_z^{aa} r_z dz \times \frac{l_x^i}{l_z^i} \text{ atteindront l'âge } x.$$

Dans cette expression  $l_z^i$  et  $l_x^i$  ne sont autre chose que les nombres d'invalides survivants aux âges  $z$  et  $x$  fournis par une table de survie.

Le groupe des invalides  $l_z^{ii}$  ne doit pas être confondu avec l'ordre de survie des invalides dont on obtient les termes en partant de  $l_z^i$  invalides, et en déterminant le nombre des survivants sans qu'il y ait introduction de nouveaux invalides.

Le nombre des invalides d'âge  $x$  et dont l'invalidité remonte aux âges  $y, y+1, y+2, \dots, x$ , s'élève à:

$$l_x^{ii} = l_x^i \int_y^x \frac{l_z^{ia} r_z dz}{l_z^i} \text{ ou } l_x^i \int_y^x f(z) dz \text{ si l'on désigne la quantité } \frac{l_z^{aa} r_z}{l_z^i} \text{ par } f(z)$$

Si on applique à cette sommation la formule d'EULER, en négligeant les dérivées du deuxième ordre et d'ordres supérieurs, on trouve:



$$\int_y^x f(z) dz = f(y) + f(y+1) + f(y+2) + \dots + f(x) \\ - \frac{f(x) + f(y)}{2} - \frac{f'(x) - f'(y)}{12} \quad 1)$$

et par suite

$$l_z^{ii} = l_z^i \left[ f(y) + f(y+1) + f(y+2) + \dots + f(x) \right. \\ \left. - \frac{f(x) + f(y)}{2} - \frac{f'(x) - f'(y)}{12} \right];$$

quant à la dérivée de  $f(z)$ , elle est égale à

$$\frac{l_z^{aa} r_z}{l_z^i} \left[ \frac{dl_z^{aa}}{l_z^{aa} dz} + \frac{dr_z}{r_z dz} - \frac{dl_z^i}{l_z^i dz} \right]$$

Les quantités  $dl_z^{aa}$  et  $l_z^i$  peuvent être évaluées grâce aux taux instantanés définis précédemment; en effet on voit facilement que

$$l_z^{aa} + dz = l_z^{aa} - l_z^{aa} (\mu_z^a + r_z) dz \\ l_z^i + dz = l_z^i - l_z^i \mu_z^i dz$$

En portant les valeurs de  $\frac{dl_z^{aa}}{dz}$  et  $\frac{dl_z^i}{dz}$  dans l'expression de  $f'(z)$  on trouve que cette quantité peut être mise sous la forme...

$$\frac{l_z^{aa} r_z}{l_z^i} \left[ -(\mu_z^a + r_z) + \frac{1}{r_z} \frac{dr_z}{dz} + \mu_z^i \right];$$

on peut de plus remplacer  $\frac{1}{r_z} \frac{dr_z}{dz}$  soit par la quantité  $\frac{r_{z+1} - r_{z-1}}{2 r_z}$  (1<sup>ère</sup> approximation) soit par  $\frac{8(r_{z-1} - r_{z+1}) - (r_{z-2} - r_{z+2})}{12 r_z}$  (2<sup>e</sup>

approximation). On a donc le moyen d'exprimer  $l_z^{ii}$  par un procédé pratique simple et avec une valeur suffisamment approchée.

Cette méthode qui dérive en effet des méthodes de sommation employées dans le calcul des annuités viagères ne met en évidence que l'ensemble des invalides d'âge  $x$ , quelle que soit l'époque à laquelle remonte l'invalidité; il est naturel de chercher à évaluer la population du groupe d'invalides d'âge  $x$  dont l'invalidité

1) On aurait pu utiliser toute autre formule basée sur l'évaluation par les sommes. On sait en effet que si  $F(x) = \int_x^x f(x) dx$  on a  $\int_{x_0}^x f(x) dx = F(x) - F(x_0) = h S f(x) + \frac{h^2}{2!} S f'(x) + \frac{h^3}{3!} S f''(x) + \dots S f^{(i)}(x)$  n'étant autre chose que  $f^{(i)}(x_0) + f^{(i)}(x_1) + \dots + f^{(i)}(x_{n-1})$ ;  $x_0, x_1, x_2, \dots, x_{n-1}, x_n$  sont des valeurs de la variable  $x$  équidistantes de  $h$ ,  $x_0$  et  $x_n = x$  étant les valeurs extrêmes.

remonte à l'âge  $y$ . Cette recherche présente un certain intérêt au point de vue actuariel car les invalides d'âge  $x$  ont des taux de mortalité différents suivant l'âge auquel ils ont fait partie de l'ensemble des invalides.

On s'était trouvé en présence d'un problème tout à fait identique quand on a voulu calculer les annuités des rentiers en tenant compte de la sélection et on a été amené à construire les tables par âges à l'entrée des rentiers.

Nous avons cherché à mettre en lumière l'équation caractéristique de tables de cette nature pour les invalides. 1)

Si l'on désigne par  $P_{(x)}$  la population professionnelle d'un groupe d'âge  $x$ ,  $V_{(x)}$  et  $I_{(x)}$  le nombre des valides et invalides qui la composent, on voit que

$$(1) \quad P_{(x)} = V_{(x)} + I_{(x)};$$

on suppose que l'on considère la population  $P$  à partir de l'âge  $x_0$ , âge auquel commence à se manifester l'invalidité.

En représentant par  $i(x, y)$  le nombre des invalides d'âge  $x$  dont l'invalidité remonte à l'âge  $y$ , on voit que

$$(2) \quad I_{(x)} = \int_{x_0}^x i(x, y) dy$$

Appelons  ${}_p\mu_{x:v}$  et  ${}_v\mu_{x:v}$  les taux instantanés de mortalité de la population totale et de la population valide,  ${}_v\mu_{x:v}$  le taux instantané d'invalidité et  $\sigma$  le coefficient caractéristique du passage de l'invalidité à la validité, et faisons apparaître que dans l'intervalle de temps  $dx$ , la diminution du nombre des valides est représentée par le nombre des valides qui meurent et par le nombre des valides qui deviennent invalides; dans le même temps, le nombre des valides se trouve augmenté du fait du passage d'invalides à la classe des valides.

$$(3) \quad P_{(x)} {}_p\mu_{x:v} = V_{(x)} {}_v\mu_{x:v} - \int_{x_0}^x \frac{di(x, y)}{dx} dy$$

$$(4) \quad -\frac{dV}{dx} = V_{(x)} {}_v\mu_{x:v} + V_{(x)} {}_v\mu_{x:v} - I_{(x)} \sigma_{(x)}$$

$$\text{En remplaçant } P_{(x)} {}_p\mu_{x:v} \text{ par } -\frac{dP}{dx}$$

1) Voir communications à la société mathématique de France mars 1911—avril 1911 sur une équation fonctionnelle relative à l'assurance contre l'invalidité (Etablissement de cette équation — Recherche d'une méthode de résolution).

et  $V_{(x)} v_{(x)}$  par sa valeur tirée de l'équation (4)  
on voit que l'équation (3) se transforme en l'équation (5)

$$(5) \quad -\frac{dP}{dx} = -\frac{dI}{dx} - I_{(x)} v_{(x)} + I_{(x)} \sigma_{(x)} - \int_{x_0}^x \frac{\partial i(x,y)}{\partial x} dy;$$

ou l'équation (5') 
$$-\frac{dI}{dx} = -I_{(x)} v_{(x)} + I_{(x)} \sigma_{(x)} - \int_{x_0}^x \frac{\partial i(x,y)}{\partial x} dy;$$

eu égard à l'équation (2), on constate que l'équation (5') se transforme en

$$(6) \quad i(x, x) + \int_{x_0}^x \frac{\partial i(x,y)}{\partial x} dy = (P-I) v_{(x)} - I_{(x)} \sigma_{(x)} \\ + \int_{x_0}^x \frac{\partial i(x,y)}{\partial x} dy$$

ou (6') 
$$P_{(x)} v_{(x)} - [v_{(x)} + \sigma_{(x)}] \int_{x_0}^x i(x,y) dy - i(x,x) = 0.$$

Telle est l'équation caractéristique de l'assurance contre l'invalidité dont on n'a à ma connaissance d'ailleurs jamais parlé jusqu'alors.

*Remarque :* On pourrait en suivant une voie analogue traiter le problème des tables par âges à l'entrée des rentiers, tout en faisant des hypothèses restrictives.

Des recherches nouvelles m'ont amené à penser que le problème en question peut être résolu eu ayant recours aux beaux travaux du grand géomètre italien M. VOLTERRA.

En effet, on peut en première approximation comme l'a montré M. POTERIN DU MOTEL dans un travail fort intéressant, prendre pour nombre des rentiers d'âge  $x$ , dont l'âge à l'entrée dans l'assurance était l'âge  $y$ , — la fonction

$$\frac{K}{d^{x-y}} \frac{q^x - q^y}{g \cdot q^{uy}}.$$

On est donc amené à introduire une fonction arbitraire  $q(y)$  et à résoudre l'équation

$$(6'') \quad \int_{x_0}^x \frac{K}{d^{x-y}} \frac{q^x - q^y}{g \cdot q^{uy}} q(y) dy = F(x),$$

dans laquelle la fonction  $F$  connue, peut être représentée par une fonction de Makeham généralisée. La méthode de M. VOLTERRA permet de trouver  $\varphi$ ; quant à la méthode si féconde des approximations successives de M. PICARD, elle fournira à l'actuaire le moyen de calculer des valeurs de plus en plus approchées de  $\varphi$ .

Il y a lieu de remarquer aussi que les équations du type (6') peuvent se résoudre simplement à l'aide d'un artifice de calcul qui en ramène la résolution à celle d'une équation aux dérivées partielles.

$$\text{Posons } \int_{x_0}^y i(x, y) dy = Z(x, y)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial y} = i(x, y), \quad \frac{\partial Z}{\partial x} = \int_{x_0}^y \frac{\partial i(x, y)}{\partial x} dy.$$

Or si l'on considère l'équation

$$(8) \quad B(x) - a(x) \int_{x_0}^x i(x, y) dy - i(x, x) = 0, \text{ et la conjuguée}$$

$$(8') \quad B(x) - a(x) \int_{x_0}^y i(x, y) dy - i(x, y) = K(x, y)$$

[ $K(x, y)$  étant une fonction qui s'annule identiquement pour  $y = x$ ], on voit en vertu des relations précédentes que la résolution de (8') conduit à celle de l'équation

$$(9) \quad B(x) - a(x) Z(x, y) - \frac{\partial Z}{\partial y} = K(x, y)$$

*Remarque relative au calcul de certaines probabilités.*

Ni Mr. SCHAERTLIN, dans son étude fort intéressante („Contribution à la théorie mathématique de l'assurance en cas d'invalidité") parue en 1907, ni Mr. HAMZA, dans son mémoire sur l'assurance invalidité (voir congrès international des Actuaires Paris 1900), n'ont tenu compte de ce qu'il se produit un passage du groupe des invalides dans celui des valides.

Si l'on désigne par :

$q_x^{aa}$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$  de mourir pendant l'année suivante comme actif (c. à d. sans être sorti du groupe des actifs);

$\bar{p}_x^{aa}$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$  de vivre encore comme actif à la fin de l'année suivante ;

$\bar{q}_x^{ai}$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$  de devenir invalide pendant l'année suivante et de mourir ensuite pendant la même année ;

$\bar{p}_x^{ai}$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$ , de devenir invalide pendant l'année suivante et d'être encore en vie, comme invalide à la fin de la même année ;

$q_x^a$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$ , de mourir pendant l'année suivante soit comme actif, soit comme invalide ;

$p_x^a$  la probabilité pour un actif d'âge  $x$ , de vivre encore soit comme actif, soit comme invalide à la fin de l'année suivante ;

$\bar{r}_x^{ia}$  la probabilité pour un invalide d'âge  $x$ , de redevenir actif au cours de l'année suivante ;

$r\bar{q}_x^{ia}$  la probabilité pour un invalide d'âge  $x$  de redevenir actif au cours de l'année suivante et de mourir comme actif durant la même période ;

$r\bar{p}_x^{ia}$  la probabilité pour un invalide d'âge  $x$  de redevenir actif au cours de l'année suivante et de vivre comme actif à la fin de l'année suivante ;

on voit puisque  $q_x^a$  et  $p_x^a$  sont deux probabilités contraires, que l'on a la relation :

$$(1) \quad q_x^a + p_x^a = 1$$

La probabilité de devenir invalide est égale à la somme des deux probabilités  $\bar{q}_x^{ai}$  et  $\bar{p}_x^{ai}$

(2)  $\bar{q}_x^{ai} + \bar{p}_x^{ai} = i_x$  si  $i_x$  est la probabilité qu'un actif devienne invalide au cours de la  $(x+1)^{i\text{ème}}$  année.

On aura de même la relation :

$$(3) \quad r\bar{q}_x^{ia} + r\bar{p}_x^{ia} = r\bar{r}_x^{ia}$$

L'ensemble des probabilités  $\bar{q}_x^{aa}$  et  $\bar{p}_x^{aa}$  représente la probabilité de ne pas devenir invalide et de ne point passer du groupe des invalides au groupe des valides.

$$(4) \quad \bar{q}_x^{aa} + \bar{p}_x^{aa} = 1 - i_x - r\bar{r}_x^{ia}$$

Quant aux probabilités  $\bar{q}_x^{ai}$  et  $r\bar{q}_x^{ia}$  elles peuvent se calculer facilement si l'expérience fournit les probabilités  $i_x$ ,  $q_x^a$ , et  $q_x^i$  (probabilité qu'un invalide meure au cours de la  $(x+1)^e$  année).

On a en effet :

$$(5) \quad q_{x}^{\bar{a}\bar{i}} = \frac{i_x q_{x}^i}{2} \quad \text{et} \quad r q_{x}^{\bar{i}\bar{a}} = \frac{r^{\bar{i}\bar{a}} q_x^a}{2}. \quad (6)$$

M.M. SCHAERTLIN et HAMZA ne faisaient intervenir que les équations (1) (2) (4') (5')

$$(4') \quad q_{x}^{\bar{a}\bar{a}} + p_{x}^{\bar{a}\bar{a}} = 1 - i_x$$

$$(5') \quad q_{x}^{\bar{i}\bar{i}} = \frac{i_x q_{x}^i}{2}$$

ce qui revenait à supposer qu'il ne se produisait point de passage du groupe des invalides au groupe des valides.

A l'aide des équations (1) (2) (3) (4) (5) on arrivera donc à déterminer facilement les quantités  $p_{x}^{\bar{a}\bar{i}}$ ,  $q_{x}^{\bar{a}\bar{i}}$ .... à l'aide des éléments que l'expérience met en évidence, c'est à dire de  $p_x$ ,  $q_x^i$ ,  $p_{x}^{\bar{a}\bar{a}}$  et  $q_{x}^{\bar{a}\bar{a}}$ ....

Au lieu de considérer les probabilités ordinaires, on pourra, comme on l'a fait plus haut, ne faire intervenir que les probabilités absolues et évaluer aux différentes années les quantités  $l_{x}^{\bar{a}\bar{a}}$  et  $l_{x}^{\bar{i}\bar{i}}$  il suffira pour cela d'utiliser les formules de récurrence

$$l_{x+1}^{\bar{a}\bar{a}} = l_{x}^{\bar{a}\bar{a}} (1 - i_{x}^{\prime\prime}) (1 - q_{x}^{\bar{a}\bar{a}\prime\prime}) + \bar{l}_{x}^{\bar{i}\bar{i}} r_{x}^{\bar{i}\bar{a}}$$

$$\bar{l}_{x+1}^{\bar{i}\bar{i}} = l_{x}^{\bar{a}\bar{a}} i_{x}^{\prime\prime} \left( 1 - \frac{q_{x}^{\bar{a}\bar{a}\prime\prime} + q_{x}^i}{2} \right) + \bar{l}_{x}^{\bar{i}\bar{i}} (1 - q_{x}^i) - l_{x}^{\bar{i}\bar{i}} r_{x}^{\bar{i}\bar{a}}.$$



# BEDEUTUNG, ANWENDUNG UND BERECHNUNG DER UNABHÄNGIGEN WAHRSCHEINLICHKEITEN UND IHR VERHÄLTNISS ZU DEN ÜBRIGEN STATISTISCHEN MASSZAHLEN

von R. RISSER, Paris.

---

Wenn die Austritte aus einer Gesamtheit  $A_x$  von Personen des Alters  $x$  auf mehrere Ursachen (Tod, Invalidität, Verheleichung, etc.) zurückzuführen sind, so gestattet die directe Beobachtung, die gewöhnlichen Wahrscheinlichkeiten  $q_x, i_x, h_x, \dots$ , welche diesen Ausscheide-Ursachen entsprechen, zu bestimmen. Danach wird dann die Anzahl  $A_{x+1}$  von Personen, welche sich zu Beginn des  $(x+1)$  Jahres noch in der Gesamtheit befinden, durch den Ausdruck

$$A_{x+1} = A_x (1 - q_x - i_x - h_x)$$

definiert, wenn wir nur 3 Ausscheide-Ursachen in Betracht ziehen.

Die Theorie der absoluten Wahrscheinlichkeiten substituiert der Grösse  $A_{x+1}$  eine andere Grösse  $A'_{x+1}$ , welche wie folgt definiert wird:

$$A'_{x+1} = A'_x (1 - q'_x) (1 - i'_x) (1 - h'_x).$$

Hieraus lässt sich sodann unmittelbar der Wert von  $A'_{x+n}$  berechnen, u.zw.:

$$A'_{x+n} = A'_x \prod_{t=0}^{t=n-1} (1 - q'_{x+t}) (1 - i'_{x+t}) (1 - h'_{x+t}).$$

Wenn die Beobachtungen mit dem Alter  $x_0$  beginnen, so ist  $A'_{x_0} = A_{x_0}$ .

Der Autor glaubt, sich bei Anwendung der absoluten Wahrscheinlichkeiten auf einen Versuch beschränken zu müssen u.zw. auf einen Versuch aus dem Gebiete der *Invaliditätsversicherung*.

Betrachten wir eine Gruppe von  $A$  Individuen des Alters  $x$  (zu Anfang des Beobachtungsjahres), sämtliche im Zustand der Aktivität, bezeichnen wir mit  $B$  und  $C$  die Anzahl der im Laufe des Jahres neu eintretenden und freiwillig austretenden Personen und nennen wir endlich  $D$ , die Zahl jener validen Personen, welche während des Beobachtungsjahres zunächst tot herausgekommen sind, und  $I$  die Zahl jener Personen, die während der nämlichen Zeit, invalid werden.

Die gewöhnliche Invalidisierungswahrscheinlichkeit wird ausgedrückt durch die Formel:

$$(1) \quad i_x = \frac{I}{A + \frac{B-C}{2}}$$

und die gewöhnliche Wahrscheinlichkeit, aktiv zu sterben, durch die Formel:

$$(2) \quad q_x^{\overline{aa}} = \frac{D}{A + \frac{B-C}{2}} *)$$

Wenn man die absoluten Wahrscheinlichkeiten  $i'_x$  und  $q_x^{\overline{aa}'}$  einführt, so muss man an Stelle der vorhergehenden Formeln die Werte

$$(1)' \quad i'_x = \frac{I}{A + \frac{B-C-D}{2}} \quad (2)' \quad q_x^{\overline{aa}'} = \frac{D}{A + \frac{B-C-I}{2}}$$

substituieren. \*)

Bezeichnet man endlich mit  $\overline{l}_{x+1}^{aa}$ ,  $\overline{l}_x^{ii}$ ,  $\overline{l}_{x+1}^{aa}$ ,  $\overline{l}_{x+1}^{ii}$ , die Zahlen der Aktiven oder Invaliden der Alter  $x$  oder  $(x+1)$  aus einer bestimmten Personengruppe, so ergibt sich leicht, dass diese Grössen durch folgende Ausdrücke definiert sind:

$$\overline{l}_{x+1}^{aa} = \overline{l}_x^{aa} p_x^{aa}, \text{ wo } p_x^{aa} = (1 - i_x) (1 - q_x^{\overline{aa}})$$

$$\overline{l}_{x+1}^{ii} = \overline{l}_x^{aa} i'_x \left( 1 - \frac{q_x^{\overline{aa}'} + q_x^i}{2} \right) + \overline{l}_x^{ii} (1 - q_x^i)$$

*Zu beachten!* Will man das Problem mit aller Strenge behandeln, so ist noch ein weiteres Element  $\overline{l}_x^{ia}$  in die Rechnung einzuführen, welches die absolute Wahrscheinlichkeit des Übertrittes von Invaliden in die Gruppe der Aktiven definieren soll.

Wenn  $K$  die Anzahl der Invaliden darstellt, welche aus dem Zustande der Invalidität in jenen der Aktivität übergetreten sind, so ergibt sich daraus, dass an Stelle der Grössen  $i'_x$  und  $q_x^{\overline{aa}'}$  die folgenden Grössen gesetzt werden müssen:

$$(1)'' \quad i''_x = \frac{I}{A + \frac{B-C-D+K}{2}}, \quad (2)'' \quad q_x^{\overline{aa}''} = \frac{D}{A + \frac{B-C-I+K}{2}}$$

\*) Der Autor hat die Bezeichnungen von HAMZA verwendet (siehe den sehr interessanten Bericht des Herrn HAMZA über die mathematische Theorie der Versicherung gegen die Gefahr der Invalidität infolge von Krankheit, Altersschwäche oder Unfällen. Internationaler Aktuarien-Kongress, Paris 1900.)

Die Zahlen der am Leben befindlichen Aktiven und Invaliden  $\bar{l}_{x+1}^{aa}$  und  $\bar{l}_{x+1}^{ii}$  ergeben sich aus nachstehenden Ausdrücken:

$$\begin{aligned}\bar{l}_{x+1}^{aa} &= \bar{l}_x^{aa} (1 - i_x'') (1 - q_x^{aa||}) + \bar{l}_x^{ii} \times r_x^{ia} \\ \bar{l}_{x+1}^{ii} &= \bar{l}_x^{aa} i_x'' \left( 1 - \frac{q_x^{aa||} + q_x^i}{2} \right) + \bar{l}_x^{ii} (1 - q_x^i) - \bar{l}_x^{ii} r_x^{ia}\end{aligned}$$


---

Nehmen wir nun für den Augenblick an, dass Austritte aus der Gruppe der Invaliden aus anderen Ursachen als infolge Ablebens nicht stattfinden, d. h. dass der Koeffizient  $r_x^{ia}$  für alle Alter 0 wird, und suchen wir die Zahl der Invaliden des Alters  $x$ , herrührend aus allen früheren Altersjährgängen (vom Alter  $y$  angefangen) zu bestimmen.

Bezeichnet man mit  $\nu_x$ ,  $\mu_x^a$  und  $\mu_x^i$  die Intensitäten für den Austritt eines  $x$ -jährigen infolge Invalidisierung, bzw. infolge Ablebens im Aktiven oder im invaliden Zustande, so ergibt sich nach der Methode des Herrn HAMZA und unter Anwendung der Summationsformel von EULER

$$\bar{l}_x^{ii} = l_x^i \left[ f(y) + f(y+1) + \dots + f(x) - \frac{f(x) + f(y)}{2} - \frac{f'(x) - f'(y)}{12} \right]$$

$$\text{oder } f(z) = \bar{l}_z^{aa} = \frac{\nu_z}{\bar{l}_z^i}, \quad f'(z) = \frac{\bar{l}_z^{aa} \nu_z}{\bar{l}_z^i} \left[ \frac{d\bar{l}_z^{aa}}{\bar{l}_z^{aa} dz} + \frac{d\nu_z}{\nu_z dz} - \frac{d\bar{l}_z^i}{\bar{l}_z^i dz} \right]$$

(Siehe aus dem Bericht des Herrn HAMZA, Kongres 1900).

Der Ausdruck  $\bar{l}_z^i$  definiert die Absterbeordnung der Invaliden.

Man gelangt sodann zur Aufstellung des folgenden weiteren Problems:

Aus einer Bevölkerungsgruppe ist die Anzahl der Invaliden des Alters  $x$  zu ermitteln, deren Invalidität bis auf das Alter  $y$  zurückreicht.

Nennen wir  $P_{(x)}$  die einem bestimmten Berufe zugehörige Bevölkerung einer Altersgruppe von  $x$  Jahren, nennen wir weiters  $I'_{(x)}$  und  $I_{(x)}$  die Zahl der Aktiven und der Invaliden, aus welchen sich diese Bevölkerungsgruppe zusammensetzt, bezeichnen wir ferner mit  $i(x, y)$  die Zahl der Invaliden des Alters  $x$ , deren Invalidisierung bis auf das Alter  $y$  zurückreicht, mit  $\nu_x$  die Invalidisierungsintensität und mit  $\delta_x$  den charakteristischen Koeffizienten für den Übergang von der Invalidität zur Aktivität. Die Grösse  $i(x, y)$

ist sodann aus der Auflösung der folgenden Gleichungen zu ermitteln, u.zw.:

$$(3) \quad P_{(x)} v_{(x)} - [v_x + \delta_x] \int_{x_0}^x i(x, y) dy - i(x, x) = 0$$

$$(4) \quad P(x) v_1(x) - v_1(x) \int_{x_0}^x i(x, y) dy - i(x, x) = 0$$

Die Auflösung der Gleichung (3) lässt sich auf jene der Gleichung

$$(5) \quad B(x) - a(x) \int_{x_0}^y i(x, y) dy - i(x, y) = K(x, y)$$

zurückführen. Die Funktion  $K$  wird gegenstandslos für  $y = x$ . Die letztgenannte Gleichung (5) lässt sich auf eine partielle Differentiations-Gleichung zurückführen, u. zw.:

$$B(x) - a(x) Z(x, y) - \frac{dZ}{dy} = K(x, y). \quad 2)$$

*Bemerkungen bezüglich der Wahrscheinlichkeitsberechnung.*

Nehmen wir momentan die Bezeichnungen von SCHLAERTLIN (Beiträge zur mathematischen Theorie der Invaliditäts-Versicherung 1907) und HAMZA (Denkschrift über die Invaliditätsversicherung, Internationaler Aktuarienkongress, Paris 1900) an und führen wir weiters die folgenden Ausdrücke ein:

$r_x^{ia}$  = Wahrscheinlichkeit für einen Invaliden des Alters  $x$ , im Laufe des folgenden Jahres wieder aktiv zu werden.

$q_x^{ia}$  = Wahrscheinlichkeit für einen Invaliden des Alters  $x$ , im Laufe des folgenden Jahres wieder aktiv zu werden und innerhalb desselben Zeitraumes im Zustande der Aktivität zu sterben.

$p_x^{ia}$  = Wahrscheinlichkeit für einen Invaliden des Alters  $x$ , im Laufe der folgenden Jahres wieder aktiv zu werden und am Ende dieses Jahres als Aktive am Leben zu sein.

1) Es ist hervorzuheben, dass auch das Problem der Herstellung von Selekttafeln von Leibrentnern, abgestuft nach den Beitrittsaltern der Rentner, sich auf die Auflösung einer analogen Gleichung wie jene ad (4) gründet.

2) Siehe Mitteilungen an die mathematische Gesellschaft von Frankreich, März und April 1911. — (Über eine Funktionsgleichung in Bezug auf die Invaliditätsversicherung. Aufstellung dieser Gleichung, Auflösung.

Es ergibt sich weiterhin, dass an Stelle der Gleichungen (6) und (7).

$$(6) \quad q_x^{aa} + p_x^{aa} = 1 - i_x$$

$$(7) \quad q_x^{ai} = \frac{i_x q_x^i}{2}$$

die folgenden Ausdrücke zu setzen sind:

$$(8) \quad q_x^{aa} + p_x^{aa} = 1 - i_x - r_x^{ia}$$

$$(9) \quad q_x^{ai} = \frac{i_x q_x^i}{2}$$

$$(9)' \quad r q_x^{ia} = \frac{r_x^{ia} q_x^a}{2}$$

$$(10) \quad r q_x^{ia} + r p_x^{ia} = r_x^{ia}.$$

Anstatt die gewöhnlichen Wahrscheinlichkeiten in Betracht zu ziehen, wird man in die Rechnungen nur die absoluten Wahrscheinlichkeiten einführen.

## THE IMPORTANCE, CALCULATION AND APPLICATION OF INDEPENDENT PROBABILITIES AND THEIR RELATIONS TO OTHER STATISTICAL MEASURES.

By R. RISSER, Paris.

If the exits of members  $A_x$  of a community, all of the same age  $x$ , is attributable to several causes (death, invalidity, marriage etc.), direct observation allows to determine the ordinary probabilities corresponding to such different causes  $q_x, i_x, h_x \dots$ , the number of persons  $A_{x+1}$  remaining in the community at the beginning of the  $x + 1^{\text{th}}$  year is represented by the formula  $A_{x+1} = A_x (1 - q_x - i_x - h_x)$ , of three causes of withdrawal are only taken into account.

By interference of the theory of absolute probabilities the term  $A_{x+1}$  is replaced by  $A'_{x+1}$ , where

$$A'_{x+1} = A'_x (1 - q'_x) (1 - i'_x) (1 - h'_x);$$

therefrom, we may deduce immediately the value of  $A'_{x+n}$ , i.e.:

$$A'_{x+n} = A'_x \prod_{t=0}^{t=n-1} (1 - q'_{x+t}) (1 - i'_{x+t}) (1 - h'_{x+t}).$$

[If observations begin from the age  $x_0$ , we have to put  $A'_{x_0} = A_{x_0}$ ].

We have thought it advisable to confine the application of absolute probabilities to an investigation into the problem of invalidity insurance.

We have to consider a group of valid members, all of the same age  $x$ . The number of members of the community amounts to  $A$  at the beginning of the year of observation; let furthermore  $B$  denote the number of new entering members and  $C$  the number of members withdrawing voluntarily during the year of observation; let finally  $D_x$  mean the number of valids withdrawing by death and  $I$  the number of invalidity cases occurred during the year.

The ordinary probability of invalidity is given by the formula:

$$(1) \quad i_x = \frac{I}{A + \frac{B - C}{2}}$$

the ordinary probability of dying as a valid

$$(2) \quad q_x^{\bar{aa}} = \frac{D}{A + \frac{B - C}{2}}$$

If introducing the absolute probabilities  $i'_x$  and  $q_x^{\bar{aa}l}$  we have to substitute to the preceding terms the formulas

$$(1)' \quad i'_x = \frac{I}{A + \frac{B - C - D}{2}} \quad (2)' \quad q_x^{\bar{aa}l} = \frac{D}{A + \frac{B - C - I}{2}} \quad 1)$$

When  $l_x^{\bar{aa}}$ ,  $l_x^{\bar{ii}}$ ,  $l_{x+1}^{\bar{aa}}$ ,  $l_{x+1}^{\bar{ii}}$ , denote the respective numbers of valids or invalids of the age  $x$  and  $x+1$ , existing in a community, it is easy to be seen that these numbers are defined by the following expressions:

$$l_{x+1}^{\bar{aa}} = l_x^{\bar{aa}} \bar{p}_x^{\bar{aa}} \text{ where } \bar{p}_x^{\bar{aa}} = (1 - i'_x) (1 - q_x^{\bar{aa}l})$$

$$l_{x+1}^{\bar{ii}} = l_x^{\bar{aa}} i'_x \left( 1 - \frac{q_x^{\bar{aa}l} + q_x^i}{2} \right) + l_x^{\bar{ii}} (1 - q_x^i)$$

*Important.* In order to examine the problem with full strictness, we have to introduce a new element  $r_x^{\bar{ia}}$  for defining the absolute probability of re-entrance of invalids into the group of valids.

1) We have used in this paper the denotations of Mr. HAMZA (see the very interesting report of Mr. HAMZA on the mathematical theory of insurance against the risk of invalidity of either morbid or senile or accidental origin, submitted to the International Congress, Paris 1900.)



Let  $K$  denote the number of persons which have passed over from invalidity to validity; then, we have to replace the quantities  $i'_x$  and  $q_x^{aa'}$  by the following quantities.

$$(1)'' \quad i''_x = \frac{I}{A + \frac{B - C - D + K}{2}}, \quad (2)'' \quad \bar{q}_x^{aa''} = \frac{D}{A + \frac{B - C - I + K}{2}}$$

The numbers of living valids and invalids will consequently be represented by the following formulas:

$$\begin{aligned} \bar{l}_{x+1}^{\bar{i}i} &= \bar{l}_x^{aa} (1 - i''_x) (1 - \bar{q}_x^{aa''}) + \bar{l}_x^{\bar{i}i} \times r_x^{ia} \\ l_{x+1}^{aa} &= \bar{l}_x^{aa} i''_x \left( 1 - \frac{\bar{q}_x^{aa''} + q_x^i}{2} \right) + \bar{l}_x^{\bar{i}i} (1 - q_x^i) - \bar{l}_x^{\bar{i}i} r_x^{ia} \end{aligned}$$

Let us suppose for a moment that withdrawals from the group of invalids be due exclusively to death, i.e. that the coefficient  $r_x^{ia}$  be zero for all ages, and try consequently to establish the number of invalids of the age  $x$ , resulting from all preceding age groups (to begin with the age  $y$ ).

If  $\mu_x$ ,  $\mu_x^a$  and  $\mu_x^i$  denote respectively the instantaneous rates of invalidity, of mortality of valids and of mortality of invalids, all of the age  $x$ , we find with the aid of M. HAMZA's method and by employing EULER's summation formulas,

$$\bar{l}_x^{\bar{i}i} = l_x^i \left[ f(y) + f(y+1) + \dots + f(x) - \frac{f(x) + f(y)}{2} - \frac{f'(x) - f'(y)}{12} \right]$$

$$\text{or} \quad f(z) = l_z^{aa} = \frac{r_z}{l_z^i} \quad f'(z) = \frac{l_z^{aa} r_z}{l_z^i} \left[ \frac{dl_z^{aa}}{l_z^{aa} dz} + \frac{dr_z}{r_z dz} - \frac{dl_z^i}{l_z^i dz} \right]$$

(See the report of M. HAMZA — Congress of 1900).

The expression  $l_z^i$  defines the order of mortality of invalids.

We are furthermore conveyed to settle the following problem; Evaluation of the number of a group of invalids aged  $x$ , in so far as the origin of their invalidity dates back to the age  $y$ .

Let  $P_{(x)}$  be the professional population of a community of the age  $x$ ,  $I'_{(x)}$  and  $I_{(x)}$  the numbers of valids and invalids composing the same, let further  $i(x, y)$  represent the number of invalids of the age  $x$ , being invalidated since their  $y^{\text{th}}$  year of age, let finally  $r_{xy}$  be the instantaneous rate of invalidity and  $\delta_{xy}$  the characteristic coefficient of invalids passing over to validity. We find that the quantity  $i(x, y)$  is arrived at by resolving the equation

$$(3) \quad P_{(x)} r_{(x)} - [r_{(x)} + \delta_{(x)}] \int_{x_0}^x i(x, y) dy - i(x, x) = 0$$

$$(4) \quad P_{(x)} r_1(x) - r_1(x) \int_{x_0}^x i(x, y) dy - i(x, x) = 0 \quad 1)$$

The solution of the equation (3) reduces itself to resolving the equation

$$(5) \quad B(x) - a(x) \int_{x_0}^y i(x, y) dy - i(x, y) = K(x, y),$$

the function  $Kx$  becoming zero for  $y = x$ .

Now the latter equation (5) is to be reduced to a partially derived equation, i. e.:

$$B(x) - a(x) Z(x, x) - \frac{dZ}{dy} = K(x, y). \quad 2)$$

### *Remarks with regard to probability calculus.*

Accepting instantaneously the denotations of Mr. SCHAERTLIN (contributions to the mathematical theory of invalidity insurance, published in 1907) as well as those of Mr. HAMZA (Paper on invalidity insurance International Congress of Actuaries, Paris 1900), we are in a position to form the following further expressions:

$r_x^{ia}$  = probability of an invalid of the age  $x$ , becoming valid within the following year.

$q_x^{ia}$  = probability of an invalid of the age  $x$  becoming valid within the following year and dying as a valid during the same period.

$p_x^{ia}$  = probability of an invalid of the age  $x$  re-entering into validity within the following year and surviving as a valid at the end of the same period.

1) It may be of some interest to point out that the construction of select tables of annuitants, graduated according to the age of entry, is based upon resolving an equation analogous to that under No. (4) hereabove.

2) See communications of the Mathematical Society of France, March and April 1911. (On a functional equation regarding to invalidity insurance). Definition and solution of the said equation.

Furthermore it is to be seen that the equations (6) and (7), i. e.

$$(6) \quad q_x^{\bar{aa}} + p_x^{\bar{aa}} = 1 - i_x$$

$$(7) \quad q_x^{\bar{ai}} = \frac{i_x q_x}{2}$$

are to be replaced by the following ones, viz:

$$(8) \quad q_x^{\bar{aa}} + p_x^{\bar{aa}} = 1 - i_x - r_x^{\bar{ia}}$$

$$(9) \quad q_x^{\bar{ai}} = \frac{i_x q_x^i}{2}$$

$$(9)' \quad r q_x^{\bar{ia}} = \frac{r_x^{\bar{ia}} q_x^a}{2}$$

$$(10) \quad r q_x^{\bar{ia}} + r p_x^{\bar{ia}} = r_x^{\bar{ia}}.$$

Instead of considering the ordinary probabilities, the calculations will only be founded upon absolute probabilities.

# MEANING, USE AND CALCULATION OF INDEPENDENT PROBABILITIES AND THEIR RELATION TO THE MOST USUAL STATISTICAL QUANTITIES

BY

H. A. VAN DEN BELT, Zeist.

When the diminution of a group consisting of  $A_x$  persons all of the same age  $x$ , is caused by death, invalidity, marriage, etc. the direct observation yields the probabilities  $q_x$ ,  $i_x$ ,  $h_x$ , so that the number of persons of the group  $A_{x+1}$  at the beginning of the following year is obtained by the product  $A_x \cdot F_x$ , where

$$F_x = 1 - q_x - i_x - h_x.$$

The theory of independent probabilities (KARUP) substitutes for this formula the product

$$(1 - q^l_x)(1 - i^l_x)(1 - h^l_x)$$

and treats the formulas for the calculation of the probabilities  $q^l_x$ ,  $i^l_x$ ,  $h^l_x$ , which are to be used as if they were mutually independent. If in what follows we confine ourselves to the two causes death and invalidity, it must in the very first place be shown, that

$$1 - \overline{q^{aa}_x} - i_x$$

may be replaced by the product

$$(1 - \overline{q^{aa}_x})(1 - i^l_x)$$

in which  $\overline{q^{aa}_x}$  and  $i^l_x$  are quantities further to be defined.

KARUP came to the equality mentioned above in the following way:

„There may be  $n$  mutually independent causes, which bring on  $n$  events totally or partially excluding one another. The probabilities of these events occurring between the points of time  $t$  and  $t + dt$ , supposing that the events have not yet occurred at the point of time  $t$ , are represented by

$$q_1(t)dt, q_2(t)dt, \dots, q_n(t)dt$$

The probability, that none of these events occurs between  $o$  and  $t$ , is represented by

$$F(t).$$

The probability of one of these events occurring between  $t$  and  $t + dt$ , is

$$q_1(t)dt + q_2(t)dt + \dots \dots \dots q_n(t)dt$$

The probability of none of these events occurring between  $t$  and  $t + dt$  is

$$1 - [q_1(t)dt + q_2(t)dt + \dots \dots \dots q_n(t)dt].$$

We may also represent the same probability by

$$\frac{F(t + dt)}{F(t)}, \text{ therefore}$$

$$\frac{F(t + dt)}{F(t)} = 1 - \sum_{r=1}^n q_r(t)dt.$$

$$F(t + dt) - F(t) = dF(t) = -F(t) \sum_{r=1}^n q_r(t)dt.$$

$$\frac{dF(t)}{F(t)} = - \sum_{r=1}^n q_r(t)dt,$$

integrated:

$$F(t) = e^{-\int_0^t q_1(t)dt} \cdot e^{-\int_0^t q_2(t)dt} \cdot \dots \cdot e^{-\int_0^t q_n(t)dt} \quad (1)$$

If in this equation we put  $n-1$  of the  $n$  function's  $q_r(t) = 0$ , we obtain the probability for the not-occurring of the event which belongs to the remaining function  $q(t)$ , during the time  $o$  till  $t$ , if we suppose that the other events do not occur.

Representing this probability by

$$1 - f_n(t) - \int_0^t q_n(t)dt$$

we have  $1 - f_n(t) = e$

and finally

$$F(t) = (1 - f_1(t)) (1 - f_2(t)) \dots \dots \dots (1 - f_n(t)).$$

This formula tallies exactly with the one that would have been obtained, if the probabilities for the occurring or not-occurring during the time  $o$  till  $t$  were independent of one another".

To this proof, ZIMMERMANN has made the objection, that it is not evident, that the  $n^{th}$  function  $q$  remains unchanged if the others are put on zero,

Now, it is obvious that the functions  $q$  are nothing but the independent intensities of invalidity and mortality and we must distinguish those intensities from the dependent intensities, which are deduced in the following manner:

If we represent by  $F(t)$  a group of persons of the same age at the point of time  $t$ , and by  $I(t)$ ,  $S(t)$ ,  $H(t)$  the numbers of invalid retirements, deaths and marriages observed between the points of time 0 till  $t$ ; by  $q_i(t)$ ,  $q_s(t)$  and  $q_h(t)$  the dependent intensities of invalidity, mortality and marriages, we get:

$$\begin{aligned} q_i(t) &= \frac{d I(t)}{F(t) dt}, \\ q_s(t) &= \frac{d S(t)}{F(t) dt} \text{ and} \\ q_h(t) &= \frac{d H(t)}{F(t) dt} \end{aligned}$$

Now KARUP proved that the independent intensities named above tally exactly with the dependent which we have just defined.

The first proof occurs in »Masius Rundschau d. V.« 1876 S. 437. By this proof the year is divided into a great number ( $n$ ) of equal parts and in the equations for the independent probabilities the independence of the two causes invalidity and mortality was expressed in such manner, that in the one case the invalid retirements (deaths) were supposed to occur at the beginning, in the other case at the end of each interval.

The equations relating to the invalidity are

$$\begin{aligned} 1 - i^1_1 &= \left( 1 - \frac{I\left(\frac{1}{n}\right)}{F(0)} \right) \left( 1 - \frac{I\left(\frac{2}{n}\right) - I\left(\frac{1}{n}\right)}{F\left(\frac{1}{n}\right)} \right) \dots \dots \dots \\ &\dots \dots \dots \left( 1 - \frac{I\left(\frac{n}{n}\right) - I\left(\frac{n-1}{n}\right)}{F\left(\frac{n-1}{n}\right)} \right) \\ 1 - i^1_2 &= \left( 1 - \frac{I\left(\frac{1}{n}\right)}{F(0) - S\left(\frac{1}{n}\right)} \right) \left( 1 - \frac{I\left(\frac{2}{n}\right) - I\left(\frac{1}{n}\right)}{F\left(\frac{1}{n}\right) - \left\{ S\left(\frac{2}{n}\right) - S\left(\frac{1}{n}\right) \right\}} \right) \\ &\dots \dots \dots \left( 1 - \frac{I\left(\frac{n}{n}\right) - I\left(\frac{n-1}{n}\right)}{F\left(\frac{n-1}{n}\right) - \left\{ S\left(\frac{n}{n}\right) - S\left(\frac{n-1}{n}\right) \right\}} \right) \end{aligned}$$

If  $n$  increases indefinitely, the two expressions become  $1 - i^1$ , and it appears that

$$1 - i^1 = e^{-\int_0^1 \frac{d I(t)}{F(t) dt}}$$



An other proof KARUP gives in his work: „Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Sozietät". The being independent of one another of the causes of decrease was effected by supposing that the disturbing effect of one of the causes was neutralised by replacing the deaths immediately after decease by new living entrants of the same kind as that of which the original group was composed. A reproduction of this proof is given in Heft XX »Veröffentlichungen des Deutschen Vereins für Vers. Wissenschaft« (SPANGENBERG. Die Karupsche theorie).

Finally we mention the speech which Prof. DU PASQUIER lately delivered on this subject in a meeting of the Swiss Association of Actuaries. He demonstrated by means of hydrodynamics, that the force of mortality is independent of the entrance or withdrawal of persons, so long as the hypothesis of continuity prevails.

By these proofs the above-named objection of ZIMMERMANN is completely refuted.

It is here the place to observe, that the essential part of KARUP's theory is no longer to be looked for in the province of the theory of probability; the immutability of the intensities has become the gist of the problem.

We can namely come to the equation (1) by reasoning thus: (S. E. BLASCHKE, Vorlesungen über Mathematische Statistik, S. 69).

If  $A_x$  be a number of persons of the same age  $x$  and  $dV_x^{(1)}$ ,  $dV_x^{(2)}$ , . . . .  $dV_x^{(n)}$  the changes of that number in consequence of the various causes of decrease in the infinitely small interval between  $x$  and  $x+dx$ , then the relation

$$A_{x+dx} = A_x + dV_x^{(1)} + dV_x^{(2)} + \dots + dV_x^{(n)}$$

exists, or

$$-\frac{dA_x}{A_x} = \frac{1}{A_x} (dV_x^{(1)} + dV_x^{(2)} + \dots + dV_x^{(n)}).$$

One of terms of the second member of the equation, f.e.  $\frac{dV_x^{(q)}}{A_x dx} dx$  signifies the infinitely small change of the unity of persons in consequence of the cause of decrease appertaining to  $V_x^{(q)}$ .

If we write for  $\frac{dV_x^{(q)}}{A_x dx} dx$ ,  $\mu_x^{(q)} dx$ , we obtain, integrating between the limits  $x_0$  and  $x_1$ ,

$$\log \frac{A_{x_1}}{A_{x_0}} = - \sum_1^n q \int_{x_0}^{x_1} \mu_x^{(q)} dx$$

$$\text{and } \frac{A_{x_1}}{A_{x_0}} = \prod_{q=1, \dots, n} \frac{1}{e} \int_{x_0}^{x_1} \mu_x^{(q)} dx$$

where  $\prod$  means a product

This equation tallies exactly with (1) and in connection with the proved immutability of the intensities we come to the reasoning following (1).

The independent probabilities of invalidity and mortality of valids may be deduced

1°. from the dependent probabilities with the aid of the formulas:

$$1 - i'_{x+t} = e^{-\int_0^t v_{x+t} dt} \quad \text{and} \\ 1 - q_{x+t}^{\overline{aa'}} = e^{-\int_0^t \mu_{x+t}^{\overline{aa'}} dt}$$

in which  $v$  and  $\mu$  represent resp. the forces of invalidity and mortality of valids;

2°. directly from the statistics.

The formulas for  $i'_{x+t}$  and  $q_{x+t}^{\overline{aa'}}$  in the shape in which they are fit for calculation of the independent probabilities directly from the observations, may be deduced from the general formulas.

If  $F(o)$  be a number of valids of the same age at the time  $o$ ,  $F(t)$  the remaining ones at the point of time  $t$ , supposing that the original number decreases by death and invalidity and further increases and decreases from other causes and by  $I(t)$  the number of invalids observed.

Now

$$v_{x+t} = \frac{d I(t)}{F(t) dt}$$

Further we put, that  $F(o)$  passes linearly into  $F(1)$ , thus

$$F(t) = F(o) + [F(1) - F(o)] \times t$$

and that  $I(t) = t \times I(1)$ , thus

$$I'(t) = I(1)$$

$$\text{wherein } I''(t) = \frac{dI(t)}{dt}$$

$$\begin{aligned}
 i'_{.x} &= 1 - e^{-\int_0^1 \frac{dI(t)}{F(t)}} = \\
 &= 1 - e^{-\int_0^1 \frac{I'(t) dt}{F(0) + [F(1) - F(0)] \times t}} = \\
 &= 1 - e^{-I(1) \int_0^1 \frac{dt}{F(0) + [F(1) - F(0)] \times t}}
 \end{aligned}$$

Integrating we find:

$$i'_{.x} = 1 - \left( \frac{F(0)}{F(0) + [F(1) - F(0)]} \right)^{\frac{I(1)}{F(1) - F(0)}}$$

Developping this formula in ascending powers of

$$\frac{F(0)}{F(0) + [F(1) - F(0)]}$$

we will finally find approximately, that

$$i'_{.x} = \frac{I(1)}{F(0) + \frac{F(1) - F(0) + I(1)}{2}}$$

If further  $U$  be the number of withdrawals in consequence of other causes than death and invalidity,  $N$  the number of entrants,  $S$  the number of deceased valids, between 0 and 1, than:

$$F(1) - F(0) = N - S - U - I \text{ and}$$

$$i'_{.x} = \frac{I}{F(0) + \frac{N - S - U}{2}}$$

from which it appears that one gets the independent probability of invalidity  $i'_{.x}$  by treating the deaths in the same manner as the withdrawals from other causes.  $\bar{q}_{.x}^{aa'}$  may be treated in the same way.

If  $i'_{.x}$  and  $\bar{q}_{.x}^{aa'}$  are known from direct observation, we may calculate the table of living valids  $l_{.x}^{aa}$

$$1. \bar{l}_{.x}^{aa} = \bar{l}_a^{aa} (1 - \bar{q}_{.x}^{aa'}) (1 - i'_a) (1 - \bar{q}_{a+1}^{aa'}) (1 - i'_{a+1}) (1 - \bar{q}_{x+1}^{aa'}) (1 - i'_{x+1}).$$

If for

$$\begin{aligned}
 &(1 - \bar{q}_a^{aa'}) (1 - \bar{q}_{a+1}^{aa'}) \dots (1 - \bar{q}_{x+1}^{aa'}) \text{ and} \\
 &(1 - i'_a) (1 - i'_{a+1}) \dots (1 - i'_{x+1})
 \end{aligned}$$

we put resp.  $q(x)$  and  $\psi(x)$ , then

$$\bar{l}_{.x}^{aa} = \bar{l}_a^{aa} q(x) \psi(x).$$

2. In the second place the intensities  $\nu_x$  and  $\mu_x$  may be calculated from the formulas

$$1 - l_x^i = e^{-\int_0^1 \nu_{x+t} dt}$$

We may write for the second member:

$$e^{-\int_x^{x+1} \nu_x dx}$$

from which it follows that

$$\psi(x) = e^{-\int_a^x \nu_x dx} \quad \text{and}$$

$$\nu_x = -\frac{d\psi(x)}{\psi(x) dx} = -\frac{\psi'(x)}{\psi(x)}$$

The values of  $\psi'(x)$  may be found with the aid of an interpolation formula.

For  $\mu_x^{\bar{aa}}$  we find:

$$\mu_x^{\bar{aa}} = -\frac{\varphi'(x)}{\varphi(x)}$$

3. Calculation of  $p_x^{ai}$  = the probability for a valid of the age  $x$  to become an invalid in the course of the following year and to live at the end of that year.

Out of  $l_{x+t}^{\bar{aa}}$  valids  $l_{x+t}^{\bar{aa}} \cdot \nu_{x+t} \cdot dt$  persons become invalids in the course of the small interval  $dt$ .

The number of living invalids at the end of the year is

$$l_{x+1}^{\bar{aa}} \cdot \nu_{x+1} \cdot dt \cdot \frac{l_{x+1}^i}{l_{x+t}^i},$$

in which  $l_x^i$  represents the number of living persons of the age  $x$ , taken from a table of invalids.

The total number of living valids of the age  $x+1$  consequently is

$$l_{x+1}^i \int_0^1 \frac{l_{x+t}^{\bar{aa}} \cdot \nu_{x+t}}{l_{x+t}^i} \cdot dt$$

So the probability  $p_x^{ai}$  is

$$p_x^{ai} = \frac{l_{x+1}^i}{l_x^{aa}} \int_0^1 \frac{l_{x+t}^{aa} \cdot v_{x+t}}{l_{x+t}^i} \cdot dt$$

We may write for this:

$$p_x^{ai} = \frac{l_{x+t}^i}{q(x) \cdot \psi(x)} \int_0^1 \frac{\varphi(x+t) \cdot \psi(x+t) \cdot v(x+t)}{l_{x+t}^i} \cdot dt$$

With the aid of a formula of approximation the probabilities may be further calculated.

May these examples suffice to show how the independent probabilities may be used in practise.

## IMPORTANCE, APPLICATION ET CALCUL DES PROBABILITÉS INDÉPENDANTES ET LEURS RAPPORTS AUX MESURES STATISTIQUES LES PLUS IMPORTANTES,

par H. A. VAN DEN BELT. — Zeist.

KARUP démontra à l'aide de la théorie des probabilités, que la probabilité de sortie d'un groupe de personnes  $(1 - q_x^{aa'} - i_x)$  peut être remplacée par le produit  $(1 - q_x^{aa'}) (1 - i_x')$ , où  $q_x^{aa'}$  et  $i_x'$  représentent les probabilités indépendantes.

ZIMMERMANN fit observer contre cette thèse qu'il fallait démontrer encore que les probabilités indépendantes et dépendantes sont équivalentes. KARUP consacra son attention à ce problème en donnant deux preuves à l'appui de cette équivalence. Récemment, le prof. DU PASQUIER démontra d'une autre manière, que l'intensité de la mortalité est indépendante de l'entrée ou de la sortie de membres, c.-à.-d., de l'augmentation ou de la diminution du groupe de personnes. Par ces recherches la nature du problème est altérée. La théorie des probabilités a perdu sa position dominante. L'idée de l'intensité est devenue le point de départ. Les probabilités

indépendantes peuvent être déduites directement de l'observation. En exprimant les probabilités de l'assurance contre l'invalidité à l'aide des probabilités indépendantes, on obtient un nombre d'équations élégantes. (V. SPANGENBERG, Veröffentl. XX). Donc, rien ne s'oppose plus à appliquer ces probabilités dans la pratique.

---

## BEDEUTUNG, ANWENDUNG UND BERECHNUNG DER UNABHÄNGIGEN WAHRSCHEINLICHKEITEN UND IHR VERHÄLTNIS ZU DEN BEDEUTENDSTEN STATISTISCHEN MASSZAHLEN,

von H. A. VAN DEN BELT. — Zeist.

---

KARUP bewies mit Zuhilfenahme der Wahrscheinlichkeitsrechnung, dass die Ausscheidewahrscheinlichkeit  $(1 - q_x^{aa} - i_x)$  durch das Produkt  $(1 - q_x^{aa'}) (1 - i'_x)$  ersetzt werden kann, worin  $q_x^{aa'}$  und  $i'_x$  unabhängige Wahrscheinlichkeiten bedeuten. ZIMMERMANN erhob gegen diesen Beweis den Einwand, dass erst nachgewiesen werden müsse, dass abhängige und unabhängige Intensitäten identische Begriffe sind. KARUP löste auch diese Aufgabe und gab zwei Beweise für die Richtigkeit des Problems. Prof. DU PASQUIER hat kürzlich auf anderem Wege den Beweis geliefert dass die Sterblichkeitsintensität unabhängig davon ist, ob ein Zugang oder ein Abgang von Personen stattfindet. Durch diese Untersuchungen ist die Natur des Problems geändert. Die Theorie der Wahrscheinlichkeiten hat ihre dominierende Stellung verloren. Als Ausgangspunkt dient jetzt der Begriff der Intensität. Die unabhängigen Wahrscheinlichkeiten können unmittelbar aus den Wahrnehmungen berechnet werden. Wenn man die Wahrscheinlichkeiten aus der Invaliditätsversicherung durch unabhängige Wahrscheinlichkeiten ausdrückt, so erhält man eine Anzahl stattlicher Formeln (S. SPANGENBERG, Veröffentl. XX). Der Anwendung dieser Wahrscheinlichkeiten steht daher nichts mehr im Wege.

---





NEUE MATHEMATISCHE GRUNDLAGE DER PARTIELLEN WAHRSCHEINLICHKEITEN UND EINER DAMIT ZUSAMMENHÄNGENDEN LEBENSVERSICHERUNGSTHEORIE, WENN AUF DIE VERSICHERTE PERSONENGRUPPE MEHRERE VERÄNDERUNGSURSACHEN GLEICHZEITIG EINWIRKEN.

VON

DR. L. GUSTAV DU PASQUIER,

Professor an der Universität zu Neuchâtel.

KAPITEL I.

Aufstellung der allgemeinen Differentialgleichungen.

§ I. Um zu einer allgemeinen mathematischen Formulierung der hier vorliegenden Aufgabe zu gelangen, werden wir 4 Gruppe von versicherten Personen, die in gegenseitiger Wechselwirkung stehen, der Reihe nach ins Auge fassen:

I. Man betrachte eine von Ein- und Auswanderungen freie Gesellschaft von *gleichaltrigen*, nämlich  $x$ -jährigen, versicherten, *aktiven* und *verheirateten* Personen *gleichen Geschlechtes*, die alle denselben bestimmten Beruf ausüben; wir bezeichnen diese Gesellschaft mit  $A^1$  und die Anzahl ihrer Mitglieder in einem bestimmten Zeitpunkte mit  $y_1(x)$ , oder kürzer mit  $y_1$ , wenn das Weglassen des Alters  $x$  kein Missverständnis hervorruft. — Die Reihen dieser Gesellschaft  $A^1$  werden sich im Laufe der Zeit aus *drei* Ursachen *lichten*: erstens, weil ihre Mitglieder nach und nach absterben; zweitens, infolge Verwitwung derselben; drittens, weil ein Teil der Mitglieder »invalid« wird und infolge dessen den Beruf nicht mehr ausübt. Dabei ist es für die nachfolgenden Betrachtungen nicht wesentlich, ob der einzelne Versicherte mehr oder weniger unter den Begriff Beamter oder Angestellter oder Arbeiter fällt. Ebenso wollen wir die Frage nach der *Ursache* der »Invalidität«

offen lassen: ob dabei eine Ausscheidung infolge vorgerückten Alters stattfindet, also Altersinvalidität (die sogar gesetzlich geregelt sein kann, wie vielfach im Militärwesen, in öffentlichen Verwaltungen, u. s. f.), oder ob Krankheits-, oder ob Unfallsinvalidität vorliegt.

Die Mitgliederanzahl  $y_1$ , die infolge der eben geschilderten drei Ursachen (Tod, Verwitwung, »Invalidität«) abnimmt, wird sich aus zwei weiteren Ursachen vermehren, wie sogleich noch dargetan werden soll.

II. Die wegen Verwitwung aus der Gesellschaft  $A^I$  ausscheidenden Versicherten treten einer zweiten Gesellschaft bei, die wir mit  $A^{II}$  bezeichnen; diese bestehe aus lauter ebenfalls  $x$ -jährigen, versicherten, aktiven, aber nicht verheirateten (also ledigen oder verwitweten) Personen, die alle denselben bestimmten Beruf ausüben; die Anzahl ihrer Mitglieder in einem bestimmten Zeitpunkte bezeichnen wir mit  $y_2(x)$ , oder kürzer mit  $y_2$ . Die Reihen der Gesellschaft  $A^{II}$  werden sich im Laufe der Zeit aus *drei* Ursachen *lichten*: erstens durch Tod der Mitglieder; zweitens, infolge von »Invalidität«; drittens, weil ein Teil der Mitglieder (die ja sämtlich ledig oder verwitwet angenommen werden) heiratet. — Diese verheirateten Aktiven treten aus  $A^{II}$  in den Bestand  $A^I$  über und vermehren dadurch die Anzahl  $y_1$ . So stehen die Bestände  $A^I$  und  $A^{II}$  in gegenseitiger Wechselwirkung.

Die Mitgliederanzahl  $y_2$ , die infolge der eben geschilderten drei Ursachen (Tod, »Invalidität«, Verheiratung) abnimmt, wird durch die aus der ersten Gesellschaft  $A^I$  kommenden, verwitweten Aktiven vermehrt, ferner noch durch eine zweite Ursache, wie sogleich dargetan werden soll.

III. Die wegen »Invalidität« aus der Gesellschaft  $A^{II}$  ausscheidenden Versicherten bilden mit der Zeit eine dritte Gesellschaft, die wir mit  $A^{III}$  bezeichnen. Sie besteht aus lauter versicherten, nicht verheirateten, »invaliden« Personen; die Anzahl ihrer Mitglieder in einem bestimmten Zeitpunkte  $x$  bezeichnen wir mit  $y_3(x)$ , oder kürzer mit  $y_3$ . Diese Anzahl  $y_3$  wird, von Null anfangend, zunächst zunehmen, dann mit mehr oder weniger grossen Schwankungen sich wieder verringern, um schliesslich auf Null herabzusinken; denn die Reihen der Gesellschaft  $A^{III}$  werden sich auch aus *drei* Ursachen *lichten*: erstens, durch Absterben der Mitglieder; zweitens, infolge Verheiratung von Mitgliedern; drittens, weil diese „invalid“ Gewordenen es nicht sämtlich bis an ihr Lebensende

bleiben, sondern teilweise wieder aktiv werden; diese letzteren, die reaktivierten Unverheirateten, treten aus  $A^{III}$  aus und in die Gesellschaft der nicht verheirateten Aktiven, also in  $A^{II}$ , ein, so dass sie den Bestand, dem sie ursprünglich angehörten, wieder vermehren. Es stehen demnach auch die Bestände  $A^{II}$  und  $A^{III}$  in gegenseitiger Wechselwirkung.

Die Mitgliederanzahl  $y_3$ , die infolge der eben geschilderten drei Ursachen (Tod, Heirat, Reaktivierung) abnimmt, wird durch die aus der Gesellschaft  $A^{II}$  kommenden „invalid“ gewordenen Unverheirateten vermehrt, ferner noch durch eine zweite Ursache, wie sogleich dargetan werden soll.

IV. Die infolge Verheiratung aus dem Bestande  $A^{III}$  ausscheidenden „Invaliden“ bilden im Laufe der Zeit eine neue Gesellschaft, die wir mit  $A^{IV}$  bezeichnen; sie setzt sich nur aus verheirateten »Invaliden« zusammen; ihre Mitgliederanzahl in einem bestimmten Zeitpunkte  $x$  sei mit  $y_4(x)$  oder kürzer mit  $y_4$  bezeichnet.

In die gleiche Gesellschaft  $A^{IV}$  treten auch die infolge »Invalidität« aus  $A^I$  ausscheidenden Verheirateten. Die Anzahl  $y_4$  vermehrt sich demnach aus diesen zwei Ursachen: Einfluss der »Invalidität« auf  $A^I$  und Einfluss der Verheiratungen auf  $A^{III}$ .

Die Reihen der Gesellschaft  $A^{IV}$  werden sich aber aus *drei* Ursachen *lichten*: erstens, durch Absterben der Mitglieder; zweitens, infolge Reaktivierung; drittens, wegen Verwitwung. Die reaktivierten Verheirateten treten aus  $A^{IV}$  aus, um in die Reihen der verheirateten Aktiven, also in die Gesellschaft  $A^I$ , überzutreten; so stehen die Bestände  $A^I$  und  $A^{IV}$  in gegenseitiger Wechselwirkung. Andererseits werden die von Verwitwung betroffenen »Invaliden« ebenfalls aus  $A^{IV}$  ausscheiden, um in den Bestand der verwitweten »Invaliden«, also in die Gesellschaft  $A^{III}$ , überzutreten; es stehen somit auch die Bestände  $A^{III}$  und  $A^{IV}$  in gegenseitiger Wechselwirkung.

Unsere Aufgabe erfordert die Untersuchung der Gesetze, nach welchen sich die Mitgliederanzahlen von vier Personengruppen, die Zahlen  $y_1, y_2, y_3, y_4$ , ändern. Es besteht dabei:

$A^I$	nur aus verheirateten Aktiven	(Anzahl: [1] $y_1 = l_x^{aa\gamma}$ ),
$A^{II}$	» » nicht verheirateten Aktiven ( »	$y_2 = l_x^{aa\lambda}$ ),
$A^{III}$	» » » » »Invaliden« ( »	$y_3 = l_x^{ii\lambda}$ ),
$A^{IV}$	» » verheirateten »Invaliden« ( »	$y_4 = l_x^{ii\gamma}$ ).

[1] Über die Regeln in der Bezeichnung v. § 7, c) und d).

Jede dieser 4 Personengruppen beeinflusst direkt zwei andere unter ihnen, nämlich die unmittelbar folgende und die unmittelbar vorhergehende, und wird ihrerseits von denselben zweien wieder direkt beeinflusst; es findet so eine gegenseitige Wechselwirkung zwischen irgendeiner dieser vier Gruppen, der unmittelbar folgenden und der unmittelbar vorhergehenden statt. Der ganze Vorgang ist ferner dadurch symmetrisch, dass auf jede dieser vier Gruppen *fünf Veränderungsursachen* gleichzeitig einwirken: zwei davon führen jeweils eine Vermehrung, die drei andern dagegen eine Verminderung des Bestandes  $y_k$  herbei ( $k = 1, 2, 3, 4$ ).

Fasst man diese vier Gesellschaften  $A^I$ ,  $A^{II}$ ,  $A^{III}$ ,  $A^{IV}$  zu einem einheitlichen Ganzen mit der Mitgliederanzahl ( $y_1 + y_2 + y_3 + y_4$ ) zusammen, so wird vorausgesetzt, dass dieses einheitliche Ganze frei von Ein- und Auswanderungen sei. Infolgedessen wird, nach hinreichend langer Zeit, jede der vier Gesellschaften ausgestorben sein.

§ 2. Der ganze Vorgang lässt sich durch ein anschauliches physikalisches Bild verdeutlichen (v. Figur): man denke sich ein mit einer Flüssigkeit angefülltes Bassin  $B^I$ ; in der Flüssigkeit schwebend mögen sich, dicht gedrängt, kleine Körnchen in sehr grosser Anzahl befinden. Diese in ihrem flüssigen Milieu schwebenden Körperchen sollen eine Veranschaulichung des Bestandes der verheirateten Aktiven, also der obigen Gesellschaft  $A^I$ , sein. Wir setzen voraus, ihre *Anzahl* in dem Augenblick, in welchem die Beobachtung des Vorganges beginnt, sei bekannt und bezeichnen sie mit  $\bar{l}_\mu^{aiv}$ , oder kürzer mit  $M_1$ . Dieser Behälter  $B^I$  soll mit folgenden fünf Öffnungen versehen sein, die eine fortwährende Veränderung seines Inhaltes bewirken:

1.) durch eine erste, mit einer geeigneten mechanischen Vorrichtung versehene Öffnung gelangt ein Teil des Inhaltes ins Freie; dadurch soll das Absterben der versicherten Mitglieder von  $A^I$  veranschaulicht werden;

2.) durch eine zweite, mit Abflussrohr versehene Öffnung, in welchem auch eine geeignete mechanische Pumpvorrichtung funktioniert, gelangt ein weiterer Teil des Inhaltes von  $B^I$  in einen danebenstehenden zweiten Behälter  $B^{II}$ . Dadurch soll die Verminderung der Anzahl  $y_1$  der verheirateten Aktiven infolge Verwitwung zum Ausdrucke kommen. Um nun auch den Umstand zu berücksichtigen, dass die Sterblichkeit und die Verwitwungshäufigkeit mit wachsendem Alter grösser werden, nehme man etwa an, die beiden mechanischen Vorrichtungen arbeiten mit der Zeit rascher; man

kann sich jedenfalls den Mechanismus der Art eingerichtet denken, dass er die Intensität der Sterblichkeit und die der Verwitwung, als Funktionen der Zeit betrachtet, genau wiedergibt.

Der Behälter  $B^{II}$  möge (gerade so wie  $B^I$ ) eine Flüssigkeit enthalten, in der auch eine grosse Anzahl kleiner Körperchen schwebt, welche die nicht verheirateten Aktiven,  $y_2$  an der Zahl, repräsentieren;

3.) in eine dritte Öffnung des Behälters  $B^I$  mündet eine weitere, aus dem Bassin  $B^{II}$  kommende, mit mechanischer Pumpvorrichtung versehene Verbindungsröhre, die einen Teil des Inhaltes aus  $B^{II}$  nach  $B^I$  überführt; dadurch soll die Vermehrung der Anzahl  $y_1$  der verheirateten Aktiven infolge Heirats in der Gesellschaft  $A^I$  (eine Vermehrung, die natürlich eine gleich grosse Verminderung der Anzahl  $y_2$  der nicht verheirateten Aktiven bedeutet,) veranschaulicht werden. Den hier arbeitenden Mechanismus denke man sich wieder der Art geregelt, dass er die mit der Zeit wechselnde Heiratsintensität genau widerspiegelt.

Der Behälter  $B^I$  steht demnach durch zwei Röhren in Verbindung mit dem Behälter  $B^{II}$ : durch die eine derselben findet ein Zufluss, durch die andere ein Abfluss des Inhaltes statt.

4.) Durch eine vierte mit Abflussrohr versehene Öffnung, in welchem auch eine geeignete mechanische Pumpvorrichtung angebracht ist, gelangt ein weiterer Teil des Inhaltes von  $B^I$  in einen andern danebenstehenden Behälter  $B^{IV}$ ; dadurch soll die Verminderung der Mitgliederanzahl  $y_1$  der Gesellschaft  $A^I$  infolge „Invalidität“ veranschaulicht werden.

Der Inhalt des Bassins  $B^{IV}$  soll die Gesellschaft  $A^{IV}$ , die aus lauter verheirateten „Invaliden“ besteht, darstellen.

5.) In eine fünfte Öffnung des Behälters  $B^I$  mündet eine weitere, aus dem Behälter  $B^{IV}$  kommende und mit mechanischer Pumpvorrichtung versehene Verbindungsröhre ein, die einen Teil des Inhaltes von  $B^{IV}$  nach  $B^I$  überführt; dadurch soll die Vermehrung der Anzahl  $y_1$  der verheirateten Aktiven infolge Reaktivierung in der Gesellschaft  $A^{IV}$  (eine Vermehrung, die zugleich eine ebenso grosse Verminderung der Anzahl  $y_4$  der verheirateten „Invaliden“ bedeutet,) veranschaulicht werden.

Der Behälter  $B^I$  steht demnach durch zwei Röhren in Verbindung mit dem Behälter  $B^{IV}$ : durch die eine derselben findet ein Zufluss, durch die andere ein Abfluss des Inhaltes statt. Die in diesen zwei letzten Verbindungsröhren angebrachten mechanischen Vorrichtungen sollen der Art geregelt vorausgesetzt werden, dass sie



der im Laufe der Zeit wechselnden Intensität von Reaktivierung und von »Invalidität« genau folgen.

Neben den soeben betrachteten Behältern  $B^I$ ,  $B^{II}$ ,  $B^{IV}$  fasse man noch einen vierten Behälter ins Auge, den wir mit  $B^{III}$  bezeichnen. Man denke ihn mit ähnlichem Inhalt angefüllt, wie die drei andern. Die in  $B^{III}$  enthaltenen Körnchen sollen dann die aus lauter nicht verheirateten »Invaliden« bestehende Gesellschaft  $A^{III}$  repräsentieren. Man denke sich endlich das Bassin  $B^{III}$  mit *fünf* Öffnungen versehen, von denen zwei einen Zufluss, die drei andern einen Abfluss des Inhaltes bewirken (gerade so wie bei  $B^I$ ). Jede dieser fünf Öffnungen sei mit einem Rohr versehen, in welchem eine geeignete mechanische Pumpvorrichtung funktioniert. Diese fünf Öffnungen sind die nachfolgenden:

1.) Durch die erste Öffnung gelangt ein Teil des Inhaltes von  $B^{III}$  ins Freie; dadurch soll das Absterben der Mitglieder der Gesellschaft  $A^{III}$  veranschaulicht werden.

2.) Durch eine zweite, mit Abflussrohr versehene Öffnung gelangt ein weiterer Teil des Inhaltes von  $B^{III}$  in den danebenstehenden Behälter  $B^{IV}$ ; dadurch soll die Verminderung der Anzahl  $y_3$  der nicht verheirateten »Invaliden« infolge Verheiratung zum Ausdruck kommen. Dieser Behälter  $B^{IV}$  ist derselbe, der oben schon in die Betrachtung eingeführt wurde und dessen Inhalt die Gesellschaft  $A^{IV}$  repräsentiert. Ausser den oben schon besprochenen zwei Röhren, die ihn in Wechselwirkung zum Behälter  $B^I$  setzen, denken wir jetzt  $B^{IV}$  mit noch zwei weiteren Öffnungen versehen, von denen zwei Verbindungsröhren nach  $B^{III}$  ausgehen; es sind dies: die soeben geschilderte, die einen Teil des Inhaltes von  $B^{III}$  nach  $B^{IV}$  überführt, und die folgende:

3.) In eine dritte Öffnung des Behälters  $B^{III}$  mündet die zweite, aus  $B^{IV}$  kommende Verbindungsröhre, die einen Teil des Inhaltes von  $B^{IV}$  nach  $B^{III}$  überführt; dadurch soll die Vermehrung der Anzahl  $y_3$  der nicht verheirateten »Invaliden« infolge Verwitung in der Gesellschaft  $A^{IV}$  versinnlicht werden (eine Vermehrung von  $y_3$ , die zugleich eine ebenso grosse Verminderung der Anzahl  $y_4$  der verheirateten »Invaliden« bedingt).

Die Behälter  $B^{III}$  und  $B^{IV}$  stehen demnach in gegenseitiger Wechselwirkung zueinander vermittelt zweier Verbindungsröhren, wovon die eine einen Zufluss, die andere einen Abfluss des Inhaltes bewirkt.

4.) Durch eine vierte mit Abflussrohr versehene Öffnung gelangt

ein weiterer Teil des Inhaltes von  $B^{III}$  in den andern danebenstehenden Behälter  $B^{II}$ ; dadurch soll die Verminderung der Anzahl  $y_3$  der nicht verheirateten »Invaliden« infolge Reaktivierung veranschaulicht werden. Dieser Behälter  $B^{II}$  ist derselbe, der schon oben in die Betrachtung eingeführt wurde und dessen Inhalt die Gesellschaft  $A^{II}$ , die aus lauter unverheirateten Aktiven besteht, repräsentiert. Ausser den oben schon besprochenen zwei Röhren, die den Behälter  $B^{II}$  in Wechselwirkung zu  $B^I$  setzen, denken wir jetzt noch zwei weitere Verbindungen zwischen  $B^{II}$  und  $B^{III}$ ; es sind dies: die soeben geschilderte Röhre, die einen Teil des Inhaltes von  $B^{III}$  nach  $B^{II}$  überführt, und die folgende:

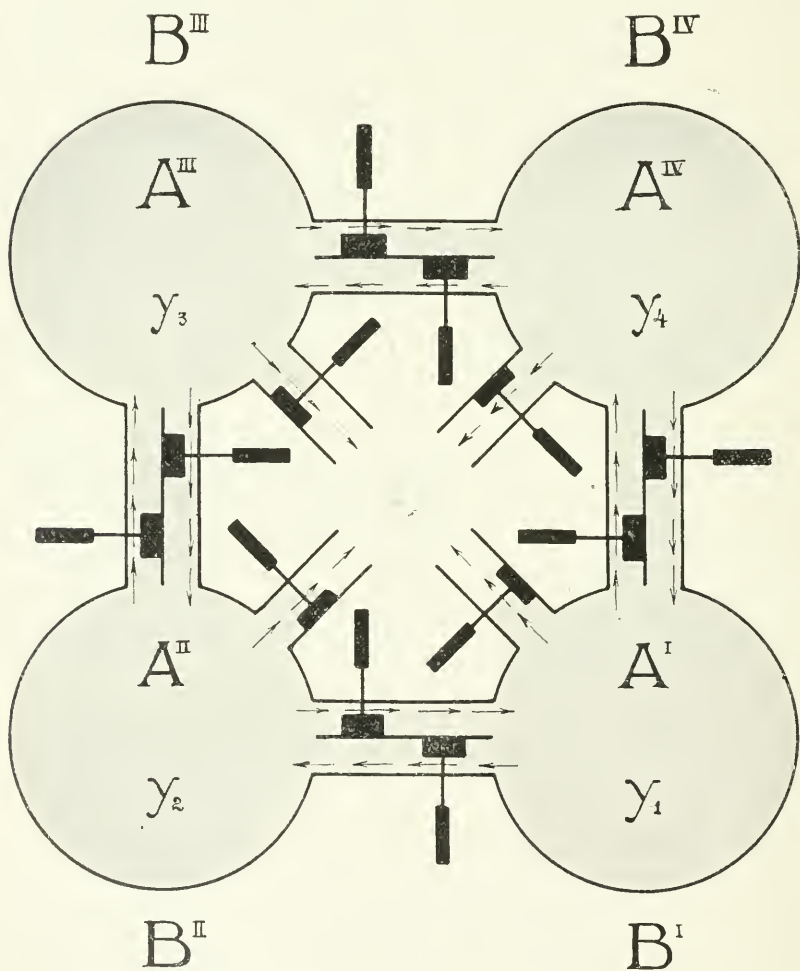
5.) In eine fünfte Öffnung des Behälters  $B^{III}$  mündet die zweite aus dem Bassin  $B^{II}$  kommende Verbindungsröhre, die einen Teil des Inhaltes von  $B^{II}$  nach  $B^{III}$  überführt; dadurch soll die Vermehrung der Anzahl  $y_3$  der unverheirateten »Invaliden« infolge Eintretens der »Invalidität« in der Gesellschaft  $A^{II}$  veranschaulicht werden (eine Vermehrung, die natürlich eine ebenso grosse Verminderung der Anzahl  $y_2$  der unverheirateten Aktiven nach sich zieht).

Der Behälter  $B^{III}$  steht demnach auch mit  $B^{II}$  in gegenseitiger Wechselwirkung vermittelt zweier Verbindungsröhren, wovon die eine einen Zufluss, die andere einen Abfluss des Inhaltes bewirkt.

Es wird endlich noch vorausgesetzt, dass die in den Abfluss- und Verbindungsröhren angebrachten mechanischen Vorrichtungen der Art eingerichtet seien, dass sie, in ihren Wirkungen auf die vier Bassininhalte, ein getreues Spiegelbild der betreffenden, verschiedenen wechselnden Intensitäten darbieten.

Um das physikalische Bild des hier untersuchten Vorganges zu vervollständigen, erübrigt nur noch das Nachtragen von zwei Punkten, die zugleich die Symmetrie des Ganzen klar hervortreten lassen. Am Behälter  $B^{II}$  wurden schon 4 Öffnungen erwähnt; durch zwei derselben steht er mit  $B^I$ , durch die zwei andern mit  $B^{III}$  in Wechselwirkung, der Art, dass zwei dieser Verbindungsröhren je eine Vermehrung, die zwei andern dagegen je eine Verminderung seines Inhaltes herbeiführen. Ausser diesen 4 bereits beschriebenen besitzt das Bassin  $B^{II}$  noch eine fünfte mit mechanisch regulierbarem Abflussrohr versehene Öffnung, durch welche ein Teil seines Inhaltes ins Freie abgeführt wird; dadurch soll die Verminderung der Anzahl  $y_2$  der nicht verheirateten Aktiven infolge Absterbens zur Anschauung gebracht werden.

Analoges gilt für den Behälter  $B^{IV}$ , dessen Inhalt die aus  $y_4$  verheirateten »Invaliden« bestehende Gesellschaft  $A^{IV}$  repräsentiert. An  $B^{IV}$  wurden 4 Öffnungen schon erwähnt: durch zwei derselben steht er mit  $B^I$ , durch die zwei andern mit  $B^{III}$  in Wechselwirkung, der Art, dass zwei dieser Verbindungsrohre je eine Vermehrung, die zwei andern je eine Verminderung seines Inhaltes bewirken.



Ausser diesen 4 bereits beschriebenen ist am Bassin  $B^{IV}$  noch eine fünfte mit mechanisch regulierbarem Abflussrohr versehene Öffnung angebracht, durch welche ein Teil des Bassininhaltes ins Freie gelangt; dadurch soll die Verminderung der Anzahl  $y_4$  der

verheirateten »Invaliden« infolge Absterbens zur Anschauung gebracht werden.

Diese 4 mit einander in gegenseitiger Verbindung stehenden Behälter mit ihren im Laufe der Zeit veränderlichen Inhalten ergeben ein ziemlich treues Bild dessen, was aus der ursprünglichen Versicherungsgemeinschaft  $A^1$  im Laufe der Zeit wird, wenn man die gleichzeitige Einwirkung von Tod, »Invalidität«, Reaktivierung, Verwitung und Wiederverheiratung berücksichtigt. Fasst man den ganzen Apparat als einen einzigen, einheitlichen Mechanismus zusammen, so findet wohl ein Hin- und Herfließen der Massen im Innern des Apparates statt, von einem Bassin zum andern aber nirgends ein Zufluss von Aussen; dadurch kommt die Tatsache zum Ausdruck, dass wir Ein- und Auswanderungen ausschliessen.

Nebenstehende Figur, die man sich als Horizontalschnitt durch den Apparat denken kann, möge den hier behandelten Zusammenhang schematisch zur Darstellung bringen.

§ 3. Zuvörderst seien die zur mathematischen Behandlung des Problems nötigen Voraussetzungen aufgestellt:

1.) die *Kontinuitätshypothese*. Sie besteht in der Voraussetzung, dass alle auftretenden Funktionen  $y_\lambda$  ( $\lambda = 1, 2, 3, 4$ ) differenzierbar seien (dann sind sie bekanntlich auch stetig; die Annahme der Stetigkeit allein würde nicht genügen, sobald Wechselwirkung berücksichtigt wird). Wenn wir diese Hypothese auf das oben eingeführte physikalische Bild übertragen, so besagt sie, dass die in ihrem Milieu schwebenden Körperchen, welche die Versicherten repräsentieren, so dicht gedrängt und der Art beschaffen seien, dass sie den Raum stetig erfüllen und zwischen sich keine Lücken lassen; es können dann auf das Studium des Hin- und Herfließens des Inhaltes in und zwischen den 4 Behältern  $B^{(\lambda)}$  die Methoden und Hilfsmittel der Infinitesimalrechnung angewandt werden.

2.) Die Bedingungen, welche dem ganzen Erscheinungskomplex zu Grunde liegen, seien so beschaffen, dass sie den Wahrscheinlichkeitsbegriff überhaupt zulassen.

§ 4. Die mathematische Durchführung der Aufgabe erfordert weiter die Definition von 12 Intensitätsfunktionen. Fassen wir z.B. die Gesellschaft  $A^{11}$  ins Auge, die sich aus lauter unverheirateten Aktiven zusammensetzt,  $l_x$  an der Zahl. Will man die Definitionen so aufstellen, dass man aus ihnen einwandfreie Formeln

ableiten kann, so muss man zuerst den Fall betrachten, in welchem eine einzige Veränderungsursache auf den Bestand  $A^{II}$  einwirkt, etwa die Verheiratung. An dem konkreten Beispiel der „Heiratsintensität der Aktiven“ wollen wir unsere Bezeichnungen erklären.

Man denke sich für einen Augenblick den Bestand  $A^{II}$  der  $l_x$  unverheirateten Aktiven in sich abgeschlossen, frei von Ein- und Austritten; man denke sich ferner, jedes mit Tod abgehende Mitglied werde sofort durch ein neues, mit dem Sterbenden gleichaltriges, unverheiratetes, aktives ersetzt; desgleichen jedes von »Invalidität« betroffene. Der Bestand  $A^{II}$  ist dann, in bezug auf die Anzahl  $l_x$  seiner Mitglieder, einer einzigen Veränderungsursache unterworfen: der Verheiratung. Infolge dessen vermindert sich die ursprüngliche Anzahl  $l_x$  im Laufe der Zeit; nach Intervallen von je einem Jahr möge sie auf kleinere Zahlen herabgesunken sein, die wir mit **[2]**

$$l_x = \overline{l_x^{aa\bar{k}}}, (\gamma) \overline{l_{x+1}^{aa\bar{k}}}, (\gamma) \overline{l_{x+2}^{aa\bar{k}}}, (\gamma) \overline{l_{x+3}^{aa\bar{k}}}, \dots \dots \dots (1)$$

bezeichnen. Um die Raschheit der Verheiratungen oder die »Heiratsintensität« in irgend einem Alter  $x$  zu messen, hat man folgende 3 Grössen gleichzeitig in Betracht zu ziehen:

1.) die Zahl  $\overline{l_x^{aa\bar{k}}}$  der Personen des betreffenden Alters  $x$ , die nicht verheiratet und aktiv sind;

2.) die Anzahl derjenigen unter diesen  $\overline{l_x^{aa\bar{k}}}$  unverheirateten Aktiven, die zwischen dem Alter  $x$  und  $(x + \Delta x)$  heiraten; diese Anzahl der Heiratsfälle (Wiederverheiratungen) werde mit  $(-\gamma) \Delta \overline{l_x^{aa\bar{k}}}$  bezeichnet; **[3]**

3.) die Grösse der Altersdifferenz  $\Delta x$ .

Man wird dann berechtigt sein, folgende Aussagen zu machen:

Die Heiratsintensität ist um so grösser, je mehr Personen heiraten, also, bei konstant gehaltenem  $\overline{l_x^{aa\bar{k}}}$  und  $\Delta x$ , proportional

**[2]** Der Akzent links oben deutet einen »partiellen« Vorgang, und  $(\gamma)$  die Veränderungsursache an. Vergl. über die Benennung: § 15, und über die hier befolgten Regeln in der Bezeichnung: § 7 c) und d).

**[3]** Die Bezeichnung  $l_{x+\Delta x} - l_x = \Delta l_x$  schliesst sich an die in der Infinitesimalrechnung ganz allgemein eingebürgerte Schreibweise an: die totale Änderung einer beliebigen Funktion  $y = f(x)$  bezeichnet man bekanntlich mit

$$\Delta y = f(x + \Delta x) - f(x).$$

Da die Anzahlen  $l_x$  bei wachsendem  $x$  monoton fallen, ist  $\Delta l_x$ , wenn nicht Null, eine negative, also  $(-\Delta l_x)$  eine positive Zahl.



zu  $(-\frac{1}{2}(y) \cdot l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$ ; ferner: die Heiratsintensität ist um so grösser, je kleiner die Gruppe, innerhalb welcher die gegebene Anzahl von Verheiraten sich ereignet, also, bei gleichem  $(- (y) \cdot l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$  und demselben  $\Delta x$ , umgekehrt proportional zu  $\overline{l_x^{aa\bar{z}}}$ ; und endlich: die Heiratsintensität ist um so grösser, je kürzer die Zeitspanne  $\Delta x$  ist, während der sich die  $(-\frac{1}{2}(y) \cdot l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$  Aktive verheiraten; sie ist also, bei festgehaltenem  $\overline{l_x^{aa\bar{z}}}$  und gleichem  $(-\frac{1}{2}(y) \cdot l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$ , umgekehrt proportional zu  $\Delta x$  zu setzen. Hiernach bildet der Ausdruck

$$-\frac{(y) \Delta l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}} \cdot \Delta x} \quad (2)$$

ein Mass der Heiratsintensität für die Altersstrecke von  $x$  bis  $x + \Delta x$ . Dieses Mass wird um so zutreffender sein, je kleiner das Zeitintervall  $\Delta x$  angenommen wurde. Praktisch ist der Verkleinerung des  $\Delta x$  eine Grenze gesetzt durch die Menge der beobachteten Personen: würde man  $\Delta x$  so klein wählen, dass auf der Altersstrecke  $x \dots x + \Delta x$  gar kein Heiratsfall einträte, so ergäbe sich für jedes Alter die Heiratsintensität Null, was dem Wesen dieser Grösse widerspricht. Zieht man aber die Kontinuitätshypothese heran, so kann man  $\Delta x$  gegen Null konvergieren lassen, wobei dann auch  $(-\frac{1}{2}(y) \Delta l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$  unendlich klein wird, und obiger Quotient strebt dann einem bestimmten, endlichen Grenzwerte zu, den wir »partielle Heiratsintensität der Aktiven beim Alter  $x$ « nennen und mit  $\gamma_x^{aa}$  bezeichnen:

$$\gamma_x^{aa} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \left( -\frac{(y) \Delta l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}} \cdot \Delta x} \right) = -\frac{1}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}}} \cdot \frac{(y) \delta l_x' \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\delta x} \quad [4] \quad (3)$$

§ 5. Es liegt nahe, eine andere Heiratsintensität der Aktiven,  $\gamma_x^{aa}$ , zu definieren, wobei nicht wie oben die ideelle Reihe (1) der  $(y)' \overline{l_x^{aa\bar{z}}}$  zu Grunde gelegt wird, sondern die unter dem kombinierten Einflusse aller fünf Veränderungsursachen (Tod, »Invalidität«, Heirat, Reaktivierung, Verwitwung) sich tatsächlich ergebende Reihe (4), die nach Intervallen von je 1 Jahr folgende Zahlen aufweist:

$$l_x = \overline{l_x^{aa\bar{z}}}, \quad \overline{l_{x+1}^{aa\bar{z}}}, \quad \overline{l_{x+2}^{aa\bar{z}}}, \quad \overline{l_{x+3}^{aa\bar{z}}}, \dots \quad (4)$$

[4] Da es sich um partielle Vorgänge handelt, ist auch das spezielle Zeichen der partiellen Differentiation angebracht. Über die Benennung vergl. § 15.



Man hat dann gleichzeitig 3 Grössen in Betracht zu ziehen:

- 1) die Anzahl  $\overline{l_x^{aa\bar{z}}}$  der Personen des betreffenden Alters  $x$ , die aktiv und unverheiratet sind;
- 2) die Anzahl der innerhalb dieser Personengruppe zwischen den Altersgrenzen  $x$  und  $x + \Delta x$  sich ereignenden Heiratsfälle (Wieder-verheiratungen); diese Anzahl werde mit  $(-^{(y)}\Delta \overline{l_x^{aa\bar{z}}})$  bezeichnet;
- 3) die Altersdifferenz  $\Delta x$ .

Durch dieselben Überlegungen wie in § 4 wird man dazu geführt, den Ausdruck

$$\frac{-^{(y)}\Delta \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}} \cdot \Delta x} \quad (5)$$

als Mass der Heiratsintensität für die Altersstrecke  $x \dots x + \Delta x$  zu betrachten. Durch den bekannten Grenzübergang der Infinitesimalrechnung:  $\Delta x \rightarrow 0$ , den unsere Kontinuitätshypothese (v. § 3) zu vollziehen gestattet, gelangt man zu folgender Definition der »Heiratsintensität der Aktiven beim Alter  $x$ «:

$$\gamma_x^{\overline{aa}} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \left( - \frac{^{(y)}\Delta \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}} \cdot \Delta x} \right) = - \frac{1}{\overline{l_x^{aa\bar{z}}}} \cdot \frac{^{(y)}\delta \overline{l_x^{aa\bar{z}}}}{\delta x} \quad [4] \quad (6)$$

§ 6. Von fundamentaler Bedeutung ist die Beantwortung der Frage: welche Relation besteht zwischen den beiden Heiratsintensitäten der Aktiven beim Alter  $x$ , der „partiellen“ und der gewöhnlichen, also zwischen  $\gamma_x^{\overline{aa}}$  und  $\gamma_x^{aa}$ ? Die Antwort lautet: *Beide Intensitätsfunktionen sind einander gleich, sobald und so lange die Kontinuitätshypothese gilt.* Den allgemeinen Beweis dieses wichtigen Satzes hat Verfasser dieser Arbeit an andern Orte geführt. [5] Der Beweis bleibt für jede in ähnlicher Weise definierte Intensitätsfunktion bestehen. Von der Einführung „partieller“ Intensitäten kann demnach abgesehen werden, denn bei festgehaltenem Alter behält eine bestimmte Intensitätsfunktion denselben

---

[5] „Mathematische Theorie der Invaliditätsversicherung“ von Dr. L. GUSTAV DU PASQUIER, Professor an der Universität zu Neuchâtel. § 23. Erscheint im 8. Heft der „Mitteilungen der Vereinigung Schweiz. Versicherungsmathematiker“ 1913, und in der „Zeitschrift für Schweiz. Statistik“ Jahrg. 1913. Einen auf andern Gedankengänge basierten Beweis dieses Satzes gab Herr Prof. J. KARUP in seiner klassischen Arbeit: „Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdienerwitwensozietät am 31. Dezember 1890“, pag. 42–45, wohl den ersten einwandfreien Beweis dieser wichtigen Eigenschaft der Intensitätsfunktionen.

Wert, welchen Veränderungen auch die unter Beobachtung stehende Personengruppe unterworfen ist, vorausgesetzt nur, dass sie aus Gleichaltrigen besteht und die Kontinuitätshypothese angewandt werden kann.

§ 7. Zur mathematischen Formulierung der hier vorliegenden Aufgabe braucht man, wie bereits erwähnt, 12 Intensitätsfunktionen. Eine davon ist die bereits eingeführte Heiratsintensität der Aktiven beim Alter  $x$ . Zu den 11 andern gelangt man durch dieselbe Kette von Schlüssen, die in den Paragraphen 4, 5 und 6 in ausführlicher Weise dargelegt worden sind, und für jede einzelne gilt der Satz, dass ihr Wert unabhängig von „störenden Einflüssen“ ist und, bei einer bestimmten Berufsgruppe unter gegebenen Bedingungen, wesentlich vom Alter abhängt. Zu ihrer konsequenten Bezeichnung wenden wir folgende Prinzipien an:

a) jede Intensitätsfunktion hat als Hauptsymbol einen kleinen griechischen Buchstaben;

b) das Alter wird, der internationalen Bezeichnung entsprechend, durch einen Index rechts unten angegeben;

c) die Gruppe von Personen, auf welche sich das Hauptsymbol bezieht, wird durch überstrichene Indizes rechts oben gekennzeichnet, wie dies zur Bezeichnung von Aktiven, Invaliden, u. s. f., bereits allgemein üblich ist.

d) Was die Wahl der Hauptsymbole, also der betreffenden griechischen Buchstaben, anbetrifft, diene folgendes zur Richtschnur:

1) für die Sterblichkeit wird der Buchstabe  $\mu$ , im Anschluss an die internationale Bezeichnung, beibehalten;

2) zur Bezeichnung der Invalidität dient das bereits allgemein eingebürgerte Hauptsymbol  $\nu$ ;

3) zur Bezeichnung von Heirat, das Hauptsymbol  $\gamma$ , als Anfangsbuchstabe des entsprechenden griechischen Wortes  $\gamma\acute{\alpha}\mu\omicron\varsigma$  = Heirat **[6]**: es erscheint aus mehreren Gründen für eine internationale Bezeichnung am geeignetsten, gegenüber andern Vorschlägen; vergl. Note **[10]** in § 11;

4) zur Bezeichnung der Reaktivierung, der Anfangsbuchstabe  $\varrho$ ;

5) zur Bezeichnung von Verwitwung, das Hauptsymbol  $\chi$ , Anfangsbuchstabe des entsprechenden griechischen Wortes  $\chi\eta\acute{\rho}\alpha$  = Witwe.

Die hier benutzten 12 Intensitätsfunktionen sind demnach die

---

**[6]** Dieselbe Wurzel findet sich in zahlreichen abgeleiteten Wörtern, z. B. auch in Monogamie, Polygamie, u. s. f.

folgenden alle vom Alter  $x$  abhängigen: zunächst vier zur Angabe von Sterblichkeitsfunktionen:

$\mu_x^{aa\gamma} =$  Sterblichkeitsintensität der verheirateten Aktiven ( $=\mu_1$ );

$\mu_x^{aa\lambda} =$  „ „ „ „ unverheirateten Aktiven ( $=\mu_2$ );

$\mu_x^{ii\gamma} =$  „ „ „ „ verheirateten Invaliden ( $=\mu_4$ );

$\mu_x^{ii\lambda} =$  „ „ „ „ unverheirateten Invaliden ( $=\mu_3$ ).

Die Erfahrung lehrt bekanntlich nicht nur, dass sich Invalide und Aktive, alle andern Umstände als gleich vorausgesetzt, der Sterblichkeit gegenüber anders verhalten, sondern dass der Verlauf der Mortalität, *ceteris paribus*, auch noch vom Zivilstand abhängt, dass Unverheiratete eine grössere Sterblichkeit aufweisen als gleichaltrige und in denselben Bedingungen lebende Verheiratete.

Ähnlich wie bei Sterblichkeit wird es sich wohl auch bei Invalidität verhalten; wenn auch das zur Zeit zur Verfügung stehende statistische Tatsachenmaterial vielleicht noch nicht hinreicht, um einen Unterschied nachzuweisen, so wollen wir doch, was Invaliditätsverhältnisse anbetrifft, folgende vier Intensitätsfunktionen unterscheiden und in unsere Formeln einführen:

$\nu_x^{\gamma} =$  Invalidisierungsintensität der verheirateten Aktiven [7] ( $=b_4$ );

$\nu_x^{\lambda} =$  „ „ „ „ unverheirateten „ ( $=a_3$ );

$\varrho_x^{\gamma} =$  Reaktivierungsintensität „ verheirateten Invaliden ( $=a_1$ );

$\varrho_x^{\lambda} =$  „ „ „ „ unverheirateten „ ( $=b_2$ ).

Was die Verhältnisse der Heiratsfrequenz anbetrifft, ist *a priori* ohne weiteres anzunehmen, dass die Heiratswahrscheinlichkeit davon abhängt, ob, *ceteris paribus*, die betreffende Person aktiv oder invalide ist. Einen Unterschied zwischen erster Heirat und Wiederverheiratung werden wir dagegen, weil für unsere Zwecke unnötig, nicht machen; es sei nur darauf hingewiesen, dass die Verheiratungen innerhalb der Gruppe der nicht verheirateten »Invaliden« (im Schoosse der früher eingeführten Gesellschaft  $A^{III}$ ) im Allgemeinen als Wiederverheiratungen aufzufassen sein werden. Wir werden die Heiratsintensität, desgleichen die Verwitwungsintensität, in einer gegebenen Personengruppe, deren Mitglieder gleichen Geschlechtes und gleichen Alters  $x$  sind, denselben Beruf

[7] Bezüglich der Abkürzungen vergl. § 9.

ausüben und auch sonst unter denselben Bedingungen leben, einzig als Funktion des Alters  $x$  betrachten, gleichgültig, ob die betreffenden Personen vor Erreichung des Alters  $x$  immer ledig blieben oder schon einmal oder mehrmals heirateten. — Die auf Heiratsverhältnisse bezüglichen 4 Intensitätsfunktionen, deren wir in vorliegendem Falle bedürfen, sind die folgenden:

$\lambda_x^{aa}$  = Heiratsintensität der Aktiven [7] ( $= b_1$ ),

$\lambda_x^{\bar{i}\bar{i}}$  = „ „ „ Invaliden ( $= a_4$ ),

$\lambda_x^{aa}$  = Verwitwungsintensität der Aktiven ( $= a_2$ ),

$\lambda_x^{\bar{i}\bar{i}}$  = „ „ „ Invaliden ( $= b_3$ ).

Bezüglich der eben eingeführten 12 Intensitätsfunktionen sei noch eine Voraussetzung ausdrücklich hervorgehoben: die hier betrachteten vier Personengruppen  $A^\lambda$  ( $\lambda = I, II, III, IV$ ) stehen in gegenseitiger Wechselwirkung, jede mit der unmittelbar vorhergehenden und der unmittelbar folgenden. Den Umstand nun, dass z. B. die Sterblichkeitsverhältnisse in der Gesellschaft  $A^I$  der verheirateten Aktiven durch die Reaktivierung beeinflusst werden könnten, weil die aus den Reihen der Invaliden wieder Herüberkommenden nicht mehr die gleiche Lebenskraft besitzen wie diejenigen, die immer aktiv geblieben sind, lassen wir ganz ausser Betracht; wir nehmen vielmehr an, ein  $x$ -jähriger verheirateter Aktiver habe eine bestimmte, von seinem Alter  $x$  abhängige Lebenswahrscheinlichkeit, und die sei dieselbe, gleichgültig, ob der Betreffende vorübergehend arbeitsunfähig gewesen ist und früher schon einmal zu den Invaliden gehört hat oder nicht. Diese Voraussetzung besagt nicht, dass die Sterbensintensität einzig und allein vom Alter abhängig, dass die Einwirkung anderer Faktoren bedingungslos ausgeschlossen sei; es wird im Gegenteil zugelassen, dass z. B. jede Berufsart einen ihr eigenen Verlauf der Sterblichkeit aufweise, desgleichen jedes Geschlecht, jedes Land, u. s. w. Nur die *Beeinflussung* der Mortalitätsverhältnisse innerhalb ein und derselben bestimmten Personengruppe *infolge Zuzuges neuer Mitglieder* wollen wir ausschliessen, nicht nur, um die Aufgabe zu vereinfachen, sondern auch weil (bis jetzt wenigstens) wohl kaum die nötigen Beobachtungsdaten vorliegen dürften, die es ermöglichen würden, eine derartige Beeinflussung zahlenmässig genau zu berücksichtigen.

Ganz analoge Bemerkungen wie die über die Sterbensintensität gemachten sollen für Invaliditäts-, Heirats- und Verwitwungs-

intensität gelten; wir setzen also voraus: *bei ein und derselben bestimmten Personengruppe soll irgendeine der oben eingeführten 12 Intensitätsfunktionen als allein vom Alter abhängig angesehen werden.* Nach all diesen einleitenden Bemerkungen können wir dazu übergehen, die Gleichungen abzuleiten, auf welche das hier vorliegende Problem führt. Zuvörderst mögen noch die Definitionsgleichungen unserer 12 Intensitätsfunktionen aufgestellt werden; es sind die folgenden:

drei für die Gesellschaft  $A^I$  der verheirateten Aktiven: [8]

$$\left. \begin{aligned} \mu_x^{\overline{aa}\gamma} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}\gamma}} \cdot \frac{^{(\mu)}\delta l_x^{\overline{aa}\gamma}}{\partial x}; & r_x^{\overline{\gamma}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}\gamma}} \cdot \frac{^{(r)}\delta l_x^{\overline{aa}\gamma}}{\partial x}; \\ z_x^{\overline{aa}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}\gamma}} \cdot \frac{^{(z)}\delta l_x^{\overline{aa}\gamma}}{\partial x}; \end{aligned} \right\} 7^I.$$

drei für die Gesellschaft  $A^{II}$  der nicht verheirateten Aktiven: [8]

$$\left. \begin{aligned} \mu_x^{\overline{aa}z} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{^{(\mu)}\delta l_x^{\overline{aa}z}}{\partial x}; & z_x^{\overline{aa}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{^{(z)}\delta l_x^{\overline{aa}z}}{\partial x}; \\ r_x^{\overline{z}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{^{(r)}\delta l_x^{\overline{aa}z}}{\partial x}; \end{aligned} \right\} 7^{II}$$

drei für die Gesellschaft  $A^{III}$  der nicht verheirateten Invaliden: [8]

$$\left. \begin{aligned} \mu_x^{\overline{ii}z} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}z}} \cdot \frac{^{(\mu)}\delta l_x^{\overline{ii}z}}{\partial x}; & z_x^{\overline{ii}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}z}} \cdot \frac{^{(z)}\delta l_x^{\overline{ii}z}}{\partial x}; \\ q_x^{\overline{z}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}z}} \cdot \frac{^{(q)}\delta l_x^{\overline{ii}z}}{\partial x}; \end{aligned} \right\} 7^{III}$$

drei für die Gesellschaft  $A^{IV}$  der verheirateten Invaliden: [8]

$$\left. \begin{aligned} \mu_x^{\overline{ii}\gamma} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}\gamma}} \cdot \frac{^{(\mu)}\delta l_x^{\overline{ii}\gamma}}{\partial x}; & q_x^{\overline{\gamma}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}\gamma}} \cdot \frac{^{(q)}\delta l_x^{\overline{ii}\gamma}}{\partial x}; \\ z_x^{\overline{ii}} &= -\frac{1}{l_x^{\overline{ii}\gamma}} \cdot \frac{^{(z)}\delta l_x^{\overline{ii}\gamma}}{\partial x}. \end{aligned} \right\} 7^{IV}$$

[8] Vergl. Fussnote [4] in § 4.

§ 8. Man fasse eine beliebig, aber bestimmt gewählte unter den oben (§ 1) eingeführten vier versicherten Personengruppen ins Auge, etwa die Gesellschaft  $A^{II}$  der nicht verheirateten Aktiven. Ihre Mitgliederanzahl im betrachteten Zeitpunkte wird als grosse Zahl vorausgesetzt und mit  $l_x^{aaZ}$  bezeichnet. Während des Zeitintervalles von  $x$  bis  $x + .1x$  erfährt diese Zahl, infolge der in § 1 geschilderten Wechselwirkungen mit den Beständen  $A^I$  und  $A^{III}$ , eine bestimmte Veränderung:

$$A l_x^{aaZ} = l_{x+.1x}^{aaZ} - l_x^{aaZ} \quad (8)$$

Diese ist die Resultierende aus folgenden 5 Komponenten:

1.) Infolge Sterblichkeit vermindert sich der ins Auge gefasste Bestand  $A^{II}$  um  $(-^{(u)} A l_x^{aaZ})$  Personen; [9]

2.) Infolge Heiratens [Übertritt der Mitglieder aus  $A^{II}$  nach  $A^I$ ] vermindert sich  $A^{II}$  um weitere  $(-^{(v)} A l_x^{aaZ})$  Personen; [9]

3.) Wegen Invalidität [Übertritt der von Invalidität betroffenen Mitglieder aus  $A^{II}$  nach  $A^{III}$ ] vermindert sich  $A^{II}$  während derselben Zeit um noch weitere  $(-^{(r)} A l_x^{aaZ})$  Personen; [9]

4.) Infolge Verwitwung in der Gesellschaft  $A^I$  [Übertritt von Mitgliedern aus  $A^I$  nach  $A^{II}$ ] vermehrt sich  $A^{II}$  während derselben Zeit um  $(-^{(z)} A l_x^{aaZ})$  Personen; [9]

5.) Infolge Reaktivierung in der Gesellschaft  $A^{III}$  [Übertritt von Mitgliedern aus  $A^{III}$  nach  $A^{II}$ ] vermehrt sich  $A^{II}$  während derselben Zeit um weitere  $(-^{(q)} A l_x^{iiZ})$  Personen. [9]

Die betreffenden Anzahlen stehen demnach in folgendem Zusammenhang:

$$\left. \begin{aligned} (- A l_x^{aaZ}) &= (-^{(u)} A l_x^{aaZ}) \\ &+ (-^{(v)} A l_x^{aaZ}) + (-^{(r)} A l_x^{aaZ}) \\ &- (-^{(z)} A l_x^{aaZ}) - (-^{(q)} A l_x^{iiZ}) \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

Um auf die Definitionsgleichungen  $7^I$  bis  $7^{III}$  zu gelangen, erweitere man jedes Glied rechter Hand mit entsprechenden Faktoren; es ergibt sich:

[9] Bezüglich dieser Bezeichnungsweise vergl. Fussnote [3] in § 4.



$$\begin{aligned}
\Delta l_x^{\overline{aa}z} &= \frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{(\mu) \Delta l_x^{\overline{aa}z}}{\Delta X} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot \Delta X \\
&+ \frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{(\gamma) \Delta l_x^{\overline{aa}z}}{\Delta X} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot \Delta X \\
&+ \frac{1}{l_x^{\overline{aa}z}} \cdot \frac{(\nu) \Delta l_x^{\overline{aa}z}}{\Delta X} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot \Delta X \\
&- \frac{1}{l_x^{\overline{aa}\gamma}} \cdot \frac{(\lambda) \Delta l_x^{\overline{aa}\gamma}}{\Delta X} \cdot l_x^{\overline{aa}\gamma} \cdot \Delta X \\
&- \frac{1}{l_x^{\overline{ii}z}} \cdot \frac{(\varrho) \Delta l_x^{\overline{ii}z}}{\Delta X} \cdot l_x^{\overline{ii}z} \cdot \Delta X
\end{aligned}$$

Nun lasse man das Zeitintervall  $\Delta X$  gegen Null konvergieren, unter Heranziehung der Kontinuitätshypothese, und beachte die in § 7 zusammengestellten Definitionsgleichungen  $\gamma^1$  bis  $\gamma^{IV}$  der Intensitätsfunktionen. Vorige Gleichung geht dann über in:

$$\left. \begin{aligned}
dl_x^{\overline{aa}z} &= -\mu_x^{\overline{aa}z} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot dx - \gamma_x^{\overline{aa}} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot dx \\
&- r_x^{\overline{z}} \cdot l_x^{\overline{aa}z} \cdot dx + \lambda_x^{\overline{aa}} \cdot l_x^{\overline{aa}\gamma} \cdot dx + \varrho_x^{\overline{z}} \cdot l_x^{\overline{ii}z} \cdot dx
\end{aligned} \right\} \quad (10)$$

oder:

$$\frac{dl_x^{\overline{aa}z}}{dx} = \lambda_x^{\overline{aa}} \cdot l_x^{\overline{aa}\gamma} + \varrho_x^{\overline{z}} \cdot l_x^{\overline{ii}z} - \left( \mu_x^{\overline{aa}z} + \gamma_x^{\overline{aa}} + r_x^{\overline{z}} \right) \cdot l_x^{\overline{aa}z} \quad (11)$$

Fasst man den Versicherungsbestand  $A^I$  der verheirateten Aktiven ins Auge, so lassen sich auf seine Mitgliederanzahl  $l_x^{\overline{aa}\gamma}$  ganz analoge Überlegungen anwenden wie vorhin auf  $l_x^{\overline{aa}z}$ ; sie führen zu der (9) entsprechenden Gleichung:

$$\left. \begin{aligned}
(-\Delta l_x^{\overline{aa}\gamma}) &= (-\mu) \Delta l_x^{\overline{aa}\gamma} + (-\nu) \Delta l_x^{\overline{aa}\gamma} + (-\lambda) \Delta l_x^{\overline{aa}\gamma} \\
&- (-\varrho) \Delta l_x^{\overline{ii}\gamma} - (-r) \Delta l_x^{\overline{aa}z}
\end{aligned} \right\} \quad (12)$$

und diese verwandelt sich, nach vollzogenem Grenzübergang, in

$$-\frac{dl_x^{\overline{aa}\gamma}}{dx} = \varrho_x^{\overline{\gamma}} \cdot l_x^{\overline{ii}\gamma} + \gamma_x^{\overline{aa}} \cdot l_x^{\overline{aa}z} - (\mu_x^{\overline{aa}\gamma} + r_x^{\overline{\gamma}} + \lambda_x^{\overline{aa}}) \cdot l_x^{\overline{aa}\gamma} \quad (13)$$

Fasst man den Versicherungsbestand  $A^{IV}$  der verheirateten Invaliden ins Auge, so gelten auch für seine Mitgliederanzahl  $l_x^{\overline{ii}\gamma}$

ganz analoge Überlegungen; aus ihnen entspringt zunächst die Beziehung

$$\left. \begin{aligned} (-A_x^{ii\bar{\gamma}}) &= (-({}^u)A_x^{ii\bar{\gamma}}) + (-({}^z)A_x^{ii\bar{\gamma}}) \\ &+ (-({}^q)A_x^{ii\bar{\gamma}}) - (-({}^{\gamma})A_x^{ii\bar{z}}) - (-({}^v)A_x^{aa\bar{\gamma}}) \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

und hieraus, nach vollzogenem Grenzübergang  $\Delta x \rightarrow 0$ :

$$\frac{dA_x^{ii\bar{\gamma}}}{dx} = \gamma_x^{ii} \cdot l_x^{ii\bar{z}} + \gamma_x^{\bar{\gamma}} \cdot l_x^{aa\bar{\gamma}} - (u_x^{ii\bar{\gamma}} + z_x^{ii} + q_x^{\bar{\gamma}}) \cdot l_x^{ii\bar{\gamma}} \quad (15)$$

Fasst man endlich den Versicherungsbestand  $A^{III}$  der nicht verheirateten Invaliden ins Auge, so kann man auch bezüglich seiner Mitgliederanzahl  $l_x^{ii\bar{z}}$  dieselbe Kette von Schlüssen wie bei  $A^{II}$  ziehen; sie führen auf die Relation

$$\left. \begin{aligned} (-A_x^{ii\bar{z}}) &= (-({}^u)A_x^{ii\bar{z}}) + (-({}^q)A_x^{ii\bar{z}}) + (-({}^{\gamma})A_x^{ii\bar{z}}) \\ &- (-({}^v)A_x^{aa\bar{z}}) - (-({}^z)A_x^{ii\bar{\gamma}}) \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

die durch den bekannten Grenzübergang in folgende Differentialgleichung übergeht:

$$\frac{dA_x^{ii\bar{z}}}{dx} = \gamma_x^{\bar{z}} \cdot l_x^{aa\bar{z}} + \gamma_x^{ii} \cdot l_x^{ii\bar{\gamma}} - (u_x^{ii\bar{z}} + q_x^{\bar{z}} + \gamma_x^{ii}) \cdot l_x^{ii\bar{z}} \quad (17)$$

Unsere Behandlungsweise der Aufgabe führt somit auf ein System von 4 simultanen Differentialgleichungen erster Ordnung. Sehen wir darin die oben zusammengestellten 12 Intensitätsfunktionen als bekannt an, so gilt es demnach, 4 Funktionen der unabhängigen Veränderlichen  $x$  zu bestimmen, die den 4 Differentialgleichungen (11), (13), (15) und (17) gleichzeitig Genüge leisten.

Es sei bemerkt, dass man noch auf andere, aber weit umständlichere Art zu denselben Gleichungen gelangen kann. Anstatt auf die 4 Personengruppen  $A^{\lambda}$  ( $\lambda = I, II, III, IV$ ) alle Veränderungsursachen simultan, also gleichzeitig, einwirken zu lassen, lasse man sie ihren Einfluss *nacheinander*, also sukzessive, ausüben. Man ermittle dann, zunächst für ein endliches Zeitintervall  $\Delta x$ , der Reihe nach:

- 1.) Die Veränderung der Bestände infolge Invalidität der Aktiven;
- 2.) die durch Verwitung in den so veränderten Beständen hervorgerufenen neuen Veränderungen;
- 3.) die durch Sterblichkeit der Aktiven hervorgebrachten abermaligen Veränderungen der schon zweimal beeinflussten Gesamtheiten; u. s. w. Alle diese Veränderungen lassen sich durch bestimmte Integrale, erstreckt zwischen den Grenzen  $x$  und  $x + \Delta x$ , genau angeben, auch ohne dass es

dazu nötig wäre, über den Verlauf von Sterblichkeit, Invalidisierung, u. s. f., eine spezielle Annahme zu treffen. Eine mehrmalige Anwendung des Mittelwertsatzes der Integralrechnung gestattet zunächst eine Vereinfachung der erhaltenen Ausdrücke, mit denen man alsdann den Grenzprozess der Differentialrechnung durchführen kann. Dabei tritt klar zu Tage, dass die Voraussetzung der Stetigkeit allein nicht hinreicht, sondern dass man noch die Differenzierbarkeit der Funktionen  $l_x$  annehmen muss. — Da die Reihenfolge, in der die Veränderungsursachen zur Wirkung zugelassen werden, beliebig variieren kann, ist es möglich, auf eine grosse Anzahl von Arten vorzugehen. Das Schlussresultat wird immer wieder dasselbe System von 4 linearen simultanen Differentialgleichungen erster Ordnung sein.

§ 9. Zur Abkürzung der Schreibweise setzen wir (v. § 7):

$$\left. \begin{aligned} \overline{l_x^{aa\gamma}} &= \gamma_1, & \overline{l_x^{aa\bar{\gamma}}} &= \gamma_2, & \overline{l_x^{ii\bar{\gamma}}} &= \gamma_3, & \overline{l_x^{ii\gamma}} &= \gamma_4, \\ \overline{q_x^{\gamma}} &= a_1(x), & \overline{\gamma_x^{aa}} &= a_2(x), & \overline{r_x^{\bar{\gamma}}} &= a_3(x), & \overline{\gamma_x^{ii}} &= a_4(x), \\ \overline{\gamma_x^{aa}} &= b_1(x), & \overline{q_x^{\bar{\gamma}}} &= b_2(x), & \overline{\gamma_x^{ii}} &= b_3(x), & \overline{r_x^{\gamma}} &= b_4(x), \\ \overline{\mu_x^{aa\gamma}} &= \mu_1(x), & \overline{\mu_x^{aa\bar{\gamma}}} &= \mu_2(x), & \overline{\mu_x^{ii\bar{\gamma}}} &= \mu_3(x), & \overline{\mu_x^{ii\gamma}} &= \mu_4(x); \end{aligned} \right\} \quad (18)$$

das Argument  $x$  werden wir unterdrücken, falls dadurch kein Missverständnis herbeigeführt werden kann.

Die 4 simultanen Differentialgleichungen unserer Aufgabe gehen dann in folgende über:

$$\frac{dy_1}{dx} = a_1(x) \cdot \gamma_4 + b_1(x) \cdot \gamma_2 - [\mu_1(x) + a_2(x) + b_4(x)] \cdot \gamma_1 \quad (19^I)$$

$$\frac{dy_2}{dx} = a_2(x) \cdot \gamma_1 + b_2(x) \cdot \gamma_3 - [\mu_2(x) + a_3(x) + b_1(x)] \cdot \gamma_2 \quad (19^{II})$$

$$\frac{dy_3}{dx} = a_3(x) \cdot \gamma_2 + b_3(x) \cdot \gamma_4 - [\mu_3(x) + a_4(x) + b_2(x)] \cdot \gamma_3 \quad (19^{III})$$

$$\frac{dy_4}{dx} = a_4(x) \cdot \gamma_3 + b_4(x) \cdot \gamma_1 - [\mu_4(x) + a_1(x) + b_3(x)] \cdot \gamma_4 \quad (19^{IV})$$

Wir fassen sie in eine einzige zusammen durch folgende Vereinbarung: es bedeute  $k$  eine beliebig, aber bestimmt gewählte Zahl der unbegrenzten periodischen Zahlenreihe

..... 1, 2, 3, 4, 1, 2, 3, 4, 1, 2, 3, 4, 1, 2, .....

ferner  $k+1$  die unmittelbar folgende und  $k-1$  die unmittelbar vorhergehende;

$$\text{abkürzend sei } c_k(x) = -[\mu_k(x) + a_{k+1}(x) + b_{k-1}(x)] \quad (20)$$

Dann werden alle 4 simultanen linearen Differentialgleichungen erster Ordnung unserer Aufgabe dargestellt durch

$$y'_i = \frac{dy_i}{dx} = c_i(x) \cdot y_i + a_i(x) \cdot y_{i-1} + b_i(x) \cdot y_{i+1} \quad (19)$$

## KAPITEL II.

### Die partiellen Wahrscheinlichkeiten.

§ 10. Aus der Definition der Heiratsintensität der Aktiven (Formel (6) in § 5) fliesst die Gleichung

$$(\gamma) \bar{l}_x^{aa\chi} = - \bar{l}_x^{aa\chi} \cdot \bar{\gamma}_x^{aa} \cdot dx \quad (21)$$

Das Differential linker Hand in (21) ist so zu verstehen, dass *nur* die Verminderung infolge Heiratsens berücksichtigt werden soll (vergl. Fussnote [4] am Schlusse von § 4); diese Differentialgleichung führt unmittelbar auf die »partiellen Wahrscheinlichkeiten«. Durch Integration ergibt sich nämlich:

$$\text{Log} \left( (\gamma) \bar{l}_x^{aa\chi} \right) = \int (-\bar{\gamma}_x^{aa}) \cdot dx + c_2 \quad (22)$$

Die Grösse der Integrationskonstanten  $c_2$  ermittelt man aus der Bemerkung, dass in dem Augenblick, in welchem die Beobachtung des Vorganges beginnt,  $x=n$  und  $\bar{l}_n^{aa\chi} = M_2$  ist, so dass

$$c_2 = \text{Log} M_2 - \left[ \int (-\bar{\gamma}_x^{aa}) \cdot dx \right]_{x=n} \quad (23)$$

und infolgedessen

$$(\gamma) \bar{l}_x^{aa\chi} = M_2 \cdot e^{-\int_n^x \bar{\gamma}_x^{aa} \cdot dx} \quad (24)$$

Den Index  $(\gamma)$  links oben fügen wir an, um anzudeuten, dass nur die Verminderung infolge Heiratsens zu berücksichtigen ist. Demnach bedeutet die Zahl  $(\gamma) \bar{l}_x^{aa\chi}$  diejenige, auf welche die ursprüngliche Anzahl  $\bar{l}_n^{aa\chi} = M_2$  der unverheirateten Aktiven herabsinkt, wenn man *nur* diejenigen Veränderungen des Versicherungsbestandes in Betracht zieht, die aus dem Heiraten der Mitglieder entspringen, wenn man also den Einfluss von Neueintritten, ferner den der Sterblichkeit und den der Invalidität, ausgeschaltet denkt. Dies kann man sich leicht auf die in § 4 angegebene Art realisiert vorstellen. Dann sind aber die so erhaltenen Zahlen  $(\gamma) \bar{l}_x^{aa\chi}$  nichts anderes, als die Zahlen der obigen Reihe (1). Aus unsern Überlegungen geht somit hervor, dass die Anzahlen der Reihe (1)

notwendigerweise auftreten, sobald man die Heiratsintensität der Aktiven integriert.

§ II. Betrachtet man als obere Grenze  $(x + 1)$  statt  $x$ , so verwandelt sich Gleichung (24) in

$$({}^{(\gamma)}l_{x+1}^{\overline{aa}Z}) = M_2 \cdot e^{-\int_x^{x+1} \gamma_x^{\overline{aa}} \cdot dx}$$

woraus, wie leicht zu verifizieren:

$$\frac{({}^{(\gamma)}l_{x+1}^{\overline{aa}Z})}{({}^{(\gamma)}l_x^{\overline{aa}Z})} = e^{-\int_x^{x+1} \gamma_x^{\overline{aa}} \cdot dx} = ({}^{(\gamma)}l_x^{\overline{aa}Z}) \quad (25)$$

Den getroffenen Voraussetzungen zufolge drückt das Verhältnis  $\frac{({}^{(\gamma)}l_{x+1}^{\overline{aa}Z})}{({}^{(\gamma)}l_x^{\overline{aa}Z})}$  die Wahrscheinlichkeit dafür aus, dass eine  $x$ -jährige, aktive und nicht verheiratete Person das Alter  $(x + 1)$  im aktiven und unverheirateten Zustand erreichen werde, unter der ausdrücklichen Voraussetzung, dass einzig und allein „Verheiratung“ als Veränderungsursache der Mitgliederanzahl der betreffenden Personengruppe wirksam sei. Es ist demnach jenes Verhältnis konsequenterweise mit  $({}^{(\gamma)}p_x^{\overline{aa}Z})$  zu bezeichnen und es stellt eine der einzuführenden „partiellen“ Wahrscheinlichkeiten dar (v. § 7 und § 15 bezüglich der Bezeichnung und Benennung).

Die genaue Formulierung der Definition von  $({}^{(\gamma)}p_x^{\overline{aa}Z})$  erheischt folgende Überlegung: man betrachte eine beliebige, aber bestimmte,  $x$ -jährige, aktive, nicht verheiratete, dem betreffenden Versicherungsbestande angehörige Person  $P^{(\gamma)}$ . Stirbt sie im Alter  $x + 1x$ , wobei  $1x < 1$ , oder wird sie in diesem Alter invalid, so tritt an ihre Stelle sofort ein neues  $(x + 1x)$ -jähriges, aktives, nicht verheiratetes Mitglied  $P_1^{(\gamma)}$  in den Bestand ein; falls auch dieses vor Erreichung des Alters  $x + 1$  stirbt oder von Invalidität betroffen wird, etwa nach Ablauf der Zeitspanne  $1x_1$ , so tritt an seine Stelle sofort ein neues aktives und unverheiratetes Ersatzmitglied  $P_2^{(\gamma)}$  vom Alter  $x + 1x + 1x_1$ . Wenn nun auch  $P_2^{(\gamma)}$  noch vor Erreichung des Alters  $x + 1$ , etwa im Alter  $x + 1x + 1x_1 + 1x_2$ , mit Tod abgeht oder von Invalidität betroffen wird, so wird auch  $P_2^{(\gamma)}$  sofort durch ein neues, gleichaltriges, also  $(x + 1x + 1x_1 + 1x_2)$ -jähriges aktives und nicht verheiratetes Mitglied  $P_3^{(\gamma)}$  ersetzt, und so weiter, bis schliesslich ein Jahr, vom Zeitpunkte  $x$  an gerechnet, verflossen

ist. Wenn der Zufall es fñgt, dass gerade jene Personen versterben oder invalid werden, so sind an Stelle von  $P(r)$  nacheinander eingetreten:

$$P_1(r), P_2(r), P_3(r), \dots, P_s(r)$$

Dabei werden nur die Sterbenden und die Invaliden durch neue Mitglieder ersetzt, nicht aber diejenigen, die infolge Heiratens ausscheiden. Wenn z.B. die zuerst ins Auge gefasste Person  $P(r)$  im Alter  $x + Jx$  heiratet und infolge dessen aus dem Bestande ausscheidet, so tritt kein Ersatzmitglied an ihre Stelle.

Der echte Bruch  ${}^{(r)}l_x^{\overline{aa}Z}$  drñckt nun die Wahrscheinlichkeit aus, dass die in der Gruppe der  $l_x^{\overline{aa}Z}$  beliebig, aber bestimmt gewñhlte, aktive, unverheiratete,  $x$ -jñhrige Person  $P(r)$ , eventuell (falls sich nñmlich Todes- oder Invaliditñtsfñlle ereignen und  $P(r)$  davon betroffen wird) das an Stelle von  $P(r)$  zuletzt eingetretene Ersatzmitglied  $P_s(r)$ , das Alter  $x + 1$  erleben werde, und zwar im aktiven und unverheirateten (also ledigen oder verwitweten) Zustande. Die Wahrscheinlichkeit des konträren Ereignisses bezeichnen **[10]** wir durch

$$l_{g_x}^{\overline{aa}} = 1 - {}^{(r)}l_x^{\overline{aa}Z} \quad (26)$$

Es ist die Wahrscheinlichkeit dñfür, dass die in der Gesamtheit der  $l_x^{\overline{aa}Z}$  beliebig, aber bestimmt gewñhlte, aktive, nicht verheiratete  $x$ -jñhrige Person  $P(r)$ , eventuell (falls nñmlich  $P(r)$  vor Ablauf eines Jahres verstirbt oder invalid wird) das an Stelle von  $P(r)$  zuletzt eingetretene Ersatzmitglied  $P_s(r)$ , vor Erreichung des Alters  $x + 1$  heiraten werde, und zwar im Aktivitñtzzustande. Man wird diesen Wert als „ejñjñhrige partielle Heiratswahrscheinlichkeit der  $x$ -jñhrigen Aktiven“ zu bezeichnen haben.

§ 12. Die gleichen Überlegungen lassen sich bezñglich des Einflusses der Sterblichkeit anstellen. Aus der Definition der Sterblichkeitsintensitñt der nicht verheirateten Aktiven folgt die Gleichung

$${}^{(u)}dl_x^{\overline{aa}Z} = - l_x^{\overline{aa}Z} \cdot u_x^{\overline{aa}Z} \cdot dx$$

und hieraus durch Integration und bei Berñcksichtigung der Anfangsbedingung, dass fñr  $x = n$  zugleich  $l_n^{\overline{aa}Z} = M_2$  sein soll:

**[10]** Es ist im lateinischen Alphabet  $g$  ein Analogon zum Buchstaben  $r$ , der die Heiratsintensitñt bezeichnet. Daher, und auch wegen ihres „neutralen“ Ursprungs, scheint diese Bezeichnung am geeignetsten, international zu werden. Im Dñnischen und Schwedischen ist „g“ sogar Anfangsbuchstabe des entsprechenden Wortes („gifte“ = „heiraten“).



$${}^{(\mu)}l_x^{aaZ} = M_2 \cdot e^{-\int_x^x \mu_x^{aaZ} \cdot dx} \quad (27)$$

Der Index und der Akzent links oben deuten an, dass *nur* die Verminderung infolge Absterbens zu berücksichtigen ist, dass also der Einfluss von Neueintritten, von Verheiratung und von Invalidität ausgeschaltet gedacht wird. Man kann sich dies leicht dadurch realisiert denken, dass Eintritte überhaupt nicht stattfinden und dass jedes infolge Dienstunfähigkeit oder infolge Verheiratung ausscheidende Mitglied sofort durch ein neues gleichaltriges, aktives und unverheiratetes Mitglied ersetzt wird; so entsteht eine Absterbeordnung, deren Anzahlen, nach je einjährigen Intervallen, zu bezeichnen **[11]** sind durch

$$l_x^{aaZ}, {}^{(\mu)}l_{x+1}^{aaZ}, {}^{(\mu)}l_{x+2}^{aaZ}, {}^{(\mu)}l_{x+3}^{aaZ}, \dots \quad \Pi^{(\mu)}$$

Das Verhältnis  $\frac{{}^{(\mu)}l_{x+1}^{aaZ}}{{}^{(\mu)}l_x^{aaZ}}$  drückt die Wahrscheinlichkeit dafür aus,

dass eine in der Gruppe der  $l_x^{aaZ}$  beliebig, aber bestimmt gewählte aktive, unverheiratete,  $x$ -jährige Person, eventuell (falls sie nämlich vor Ablauf eines Jahres heiratet oder invalid wird) das an ihre Stelle zuletzt eingetretene Ersatzmitglied, das Alter  $x+1$  im aktiven und unverheirateten Zustande erleben werde. Jenes Verhältnis ist demnach konsequenterweise **[11]** mit  ${}^{(\mu)}p_x^{aaZ}$  zu bezeichnen und stellt eine *zweite* »einjährige partielle Lebenswahrscheinlichkeit der  $x$ -jährigen unverheirateten Aktiven« dar;

$${}^{(\mu)}p_x^{aaZ} = \frac{{}^{(\mu)}l_{x+1}^{aaZ}}{{}^{(\mu)}l_x^{aaZ}} = e^{-\int_x^{x+1} \mu_x^{aaZ} \cdot dx} \quad (28)$$

Ähnlich zu interpretieren ist die Wahrscheinlichkeit des konträren Ereignisses

$${}^{(\mu)}q_x^{aaZ} = 1 - {}^{(\mu)}p_x^{aaZ}, \quad (29)$$

die »einjährige partielle Sterbenswahrscheinlichkeit der unverheirateten  $x$ -jährigen Aktiven«.

§ 13. Schliesslich gibt das Studium des Einflusses der Invalidität auf die Gesellschaft  $A^{11}$  zur gleichen Kette von Schlüssen Anlass. Aus der Definitionsgleichung der »Invalidisierungsintensität der  $x$ -jährigen Unverheirateten« (§ 7) folgt

**[11]** Über die Bezeichnung vergleiche Fussnote **[2]** in § 4.

$$({}^v)d\overline{l}_x^{aaZ} = -\overline{l}_x^{aaZ} \cdot \overline{r}_x^Z \cdot dx$$

Das Differential  $({}^v)d\overline{l}_x^{aaZ}$  ist so zu verstehen, dass einzig die Verminderung infolge Dienstunfähigkeit berücksichtigt werden soll, dass also der Einfluss von Neueintritten, von Absterben und von Ausscheiden infolge Verheiratung ausgeschlossen gedacht wird. Man kann sich dies wieder dadurch realisiert denken, dass Eintritte überhaupt nicht stattfinden, dass jedes mit Tod abgehende Mitglied sofort durch ein neues, gleichaltriges, aktives und nicht verheiratetes ersetzt wird, desgleichen jedes wegen Verheiratung ausscheidende Mitglied. Dann wird die Mitgliederanzahl  $\overline{l}_x^{aaZ}$  des Bestandes einzig durch Invalidität beeinflusst. Infolge dieser alleinigen Verminderungsursache sinkt sie, nach je einjährigen Intervallen, der Reihe nach [11] auf:

$$\overline{l}_x^{aaZ}, ({}^v)\overline{l}_{x+1}^{aaZ}, ({}^v)\overline{l}_{x+2}^{aaZ}, ({}^v)\overline{l}_{x+3}^{aaZ}, \dots \dots \dots \quad \text{II}^{(v)}$$

Bei Berücksichtigung der Bedingung, dass für den Anfangszustand  $x = n$  und zugleich  $\overline{l}_n^{aaZ} = M_2$  sein soll, findet man durch Integration der vorigen Gleichung

$$({}^v)\overline{l}_x^{aaZ} = M_2 \cdot e^{-\int_n^x \overline{r}_x^Z \cdot dx} \quad (30)$$

Für das Verhältnis  $\frac{({}^v)\overline{l}_{x+1}^{aaZ}}{({}^v)\overline{l}_x^{aaZ}}$  ergibt sich hieraus die Formel

$$({}^v)\overline{p}_x^{aaZ} = \frac{({}^v)\overline{l}_{x+1}^{aaZ}}{({}^v)\overline{l}_x^{aaZ}} = e^{-\int_x^{x+1} \overline{r}_x^Z \cdot dx} \quad (31)$$

Dieser Bruch drückt die Wahrscheinlichkeit dafür aus, dass eine in der Gruppe der  $\overline{l}_x^{aaZ}$  beliebig, aber bestimmt gewählte aktive, unverheiratete,  $x$ -jährige Person, eventuell (falls sie nämlich vor Ablauf eines Jahres stirbt oder infolge Heiratens ausscheidet) das an ihre Stelle zuletzt eingetretene Ersatzmitglied, das Alter  $x + 1$  erreichen werde, und zwar im aktiven und unverheirateten Zustande. Es stellt also  $({}^v)\overline{p}_x^{aaZ}$  eine *dritte* »einjährige partielle Lebenswahrscheinlichkeit der unverheirateten  $x$ -jährigen Aktiven« dar.

Ähnlich zu interpretieren ist die Wahrscheinlichkeit des konträren Ereignisses, die wir mit  $({}^v)\overline{l}_x^{aaZ}$ , oder kürzer mit  ${}^v\overline{i}_x^Z$ , bezeichnen, im

Anschluss an den schon allgemein eingebürgerten Gebrauch, eine Invalidisierungswahrscheinlichkeit durch den Anfangsbuchstaben des international gewordenen Wortes, durch das Hauptsymbol  $i$ , anzudeuten

$${}_i\bar{l}_x^{\bar{aa}Z} = 1 - {}^{(i)}{}_i\bar{p}_x^{\bar{aa}Z} \quad (32)$$

Dieser Bruch gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, dass eine in der Gruppe der  $\bar{l}_x^{\bar{aa}Z}$  unverheirateten,  $x$ -jährigen Aktiven beliebig, aber bestimmt gewählte Person, eventuell (falls sie nämlich vor Ablauf eines Jahres stirbt oder infolge Heiratens ausscheidet) das an ihre Stelle zuletzt eingetretene Ersatzmitglied, des Alter  $x + 1$  erreichen werde, aber im invaliden, unverheirateten Zustande.

§ 14. a) Zusammenfassend hat sich, bei eingehender Verfolgung des Einflusses, den die verschiedenen Veränderungsursachen auf den Mitgliederbestand der Gesellschaft  $A^{II}$  ausüben, folgendes ergeben:

1.) Sobald man, von einer Intensitätsfunktion ausgehend, auf dem Wege der Integration zu endlichen Zeitintervallen gelangen will, drängen sich »partielle« Wahrscheinlichkeiten notwendigerweise auf.

2.) Ausser der sich tatsächlich einstellenden Ausscheideordnung, in diesem Spezialfalle die in § 5 eingeführte Reihe (4) der  $\bar{l}_x^{\bar{aa}Z}$ , hat man noch drei weitere Ausscheideordnungen, die wir als „partielle“ bezeichnen, ins Auge zu fassen. Sie entstehen dadurch, dass jeweilen nur die Wirkung einer einzigen Veränderungsursache zur Geltung kommt, die Wirkungen aller übrigen Beeinflussungen ausgeschaltet werden.

3.) Dadurch gelangt man zu drei verschiedenen „partiellen“ einjährigen Lebenswahrscheinlichkeiten eines  $x$ -jährigen, unverheirateten Aktiven:  ${}^{(v)}{}_i\bar{p}_x^{\bar{aa}Z}$ ,  ${}^{(u)}{}_i\bar{p}_x^{\bar{aa}Z}$ ,  ${}^{(r)}{}_i\bar{p}_x^{\bar{aa}Z}$ , die von einander sowie von der gewöhnlichen, aus der tatsächlich sich einstellenden Reihe (4) der  $\bar{l}_x^{\bar{aa}Z}$  abzuleitenden: von  $\bar{p}_x^{\bar{aa}Z}$ , wohl zu unterscheiden sind.

4.) Die komplementären Wahrscheinlichkeiten liefern drei weitere „partielle“ Wahrscheinlichkeiten: die einjährige partielle Heirats-, Sterbens-, und Invaliditätswahrscheinlichkeit eines  $x$ -jährigen, unverheirateten Aktiven:

$${}_i\bar{g}_x^{\bar{aa}}, \quad {}_i\bar{q}_x^{\bar{aa}Z}, \quad {}_i\bar{l}_x^{\bar{Z}}.$$

b) Man übersieht ohne Mühe, dass sich ganz analoge Betrachtungen

bezüglich der Mitgliederanzahl  $\overline{l}_x^{aa\gamma}$  der aus lauter  $x$ -jährigen, verheirateten, aktiven Personen zusammengesetzten Gesellschaft  $A^1$  anstellen lassen. Der Kürze halber stellen wir nur die Resultate zusammen:

Neben der unter dem kombinierten Einfluss aller 5 Veränderungsursachen tatsächlich sich einstellenden Ausscheideordnung

$$\overline{l}_x^{aa\gamma}, \overline{l}_{x+1}^{aa\gamma}, \overline{l}_{x+2}^{aa\gamma}, \dots \quad I$$

hat man noch drei weitere, „partielle“ Ausscheideordnungen ins Auge zu fassen:

die unter dem alleinigen Einflusse der Sterblichkeit **[12]** hervorgehende:

$$\overline{l}_x^{aa\gamma}, {}^{(\mu)}\overline{l}_{x+1}^{aa\gamma}, {}^{(\mu)}\overline{l}_{x+2}^{aa\gamma}, \dots \quad I^{(\mu)}$$

die durch den alleinigen Einfluss der Invalidität **[12]** hervorgebrachte:

$$\overline{l}_x^{aa\gamma}, {}^{(v)}\overline{l}_{x+1}^{aa\gamma}, {}^{(v)}\overline{l}_{x+2}^{aa\gamma}, \dots \quad I^{(v)}$$

und diejenige, die sich einstellen würde, wenn ausschliesslich Verwitung auf die Mitgliederanzahl wirken würde: **[12]**

$$\overline{l}_x^{aa\gamma}, {}^{(Z)}\overline{l}_{x+1}^{aa\gamma}, {}^{(Z)}\overline{l}_{x+2}^{aa\gamma}, \dots \quad I^{(Z)}$$

Hieraus leitet man, neben der allgemeinen »einjährigen Lebenswahrscheinlichkeit eines  $x$ -jährigen verheirateten Aktiven«:  $\overline{p}_x^{aa\gamma}$ , drei weitere »einjährige partielle Lebenswahrscheinlichkeiten« eines solchen ab, entsprechend den Formeln (25), (28), (31); es sind: **[12]**

$$\left. \begin{aligned} {}^{(\mu)}\overline{p}_x^{aa\gamma} &= \frac{{}^{(\mu)}\overline{l}_{x+1}^{aa\gamma}}{{}^{(\mu)}\overline{l}_x^{aa\gamma}} = e^{-\int_x^{x+1} \mu_x^{aa\gamma} \cdot dx}; \\ {}^{(Z)}\overline{p}_x^{aa\gamma} &= e^{-\int_x^{x+1} Z_x^{aa} \cdot dx}; \quad {}^{(v)}\overline{p}_x^{aa\gamma} = e^{-\int_x^{x+1} v_x^{\gamma} \cdot dx} \end{aligned} \right\} \quad (33)$$

Über deren Bedeutung und Formulierung in Worten vergleiche man die in § 11 angestellten Betrachtungen; desgleichen über die Bedeutung: der »einjährigen partiellen Sterbenswahrscheinlichkeit«

$${}^1q_x^{aa\gamma} = 1 - {}^{(\mu)}\overline{p}_x^{aa\gamma}, \quad (34)$$

der »einjährigen partiellen Invaliditätswahrscheinlichkeit«

$${}^1j_x^{\gamma} = 1 - {}^{(v)}\overline{p}_x^{aa\gamma}, \quad (35)$$

und der »einjährigen partiellen Verwitungswahrscheinlichkeit« **[13]**

$${}^1w_x^{aa} = 1 - {}^{(Z)}\overline{p}_x^{aa\gamma} \quad (36)$$

**[12]** Über die Bezeichnung vergl. Fussnote **[2]** in § 4.

**[13]** Das Hauptsymbol „w“ zur Bezeichnung einer Verwitungswahrscheinlichkeit ist Anfangsbuchstabe des entsprechenden Wortes im Englischen (Widow) und im Deutschen (Witwe) und würde sich auch aus diesem Grunde für eine internationale Bezeichnung eignen.

eines  $x$ -jährigen, verheirateten Aktiven die analogen Definitionen in § 12 und in § 13. Bezüglich der Anzahlen der «partiellen» Reihen  $I^{(\mu)}$ ,  $I^{(\nu)}$ ,  $I^{(\gamma)}$  gelten Relationen, die den Formeln (24), (27) und (30) ganz analog sind.

c) Desgleichen führt das eingehende Studium des Einflusses, den die 5 verschiedenen Veränderungsursachen auf den Mitgliederbestand von  $A^{III}$  ausüben, unmittelbar zu Folgendem:

1.) Neben der den tatsächlichen Verlauf darstellenden Reihe III der  $l_x^{ii\bar{z}}$  noch drei „partielle“ Ausscheideordnungen: die Reihe III $^{(\mu)}$  der  ${}^{(\mu)}l_x^{ii\bar{z}}$ ; die Reihe III $^{(q)}$  der  ${}^{(q)}l_x^{ii\bar{z}}$ ; die Reihe III $^{(\gamma)}$  der  ${}^{(\gamma)}l_x^{ii\bar{z}}$ ;

2.) drei »einjährige partielle Lebenswahrscheinlichkeiten der  $x$ -jährigen unverheirateten Invaliden«:

$$\left. \begin{aligned} {}^{(\mu)}l_x^{ii\bar{z}} &= e^{-\int_x^{x+1} \mu_x^{ii\bar{z}} \cdot dx} ; & {}^{(q)}l_x^{ii\bar{z}} &= e^{-\int_x^{x+1} q_x^{ii\bar{z}} \cdot dx} ; \\ {}^{(\gamma)}l_x^{ii\bar{z}} &= e^{-\int_x^{x+1} \gamma_x^{ii\bar{z}} \cdot dx} ; \end{aligned} \right\} \quad (37)$$

3.) eine »einjährige partielle Sterbenswahrscheinlichkeit«

$${}^lq_x^{ii\bar{z}} = 1 - {}^{(\mu)}l_x^{ii\bar{z}}, \quad (38)$$

eine »einjährige partielle Reaktivierungswahrscheinlichkeit« [14]

$${}^lr_x^{ii\bar{z}} = 1 - {}^{(q)}l_x^{ii\bar{z}}, \quad (39)$$

eine »einjährige partielle Heiratswahrscheinlichkeit«

$${}^lg_x^{ii\bar{z}} = 1 - {}^{(\gamma)}l_x^{ii\bar{z}} \quad (40)$$

der  $x$ -jährigen, unverheirateten Invaliden.

Auch auf diese 6 lassen sich die Betrachtungen und Formulierungen der Paragraphen 11, 12 und 13 mühelos übertragen.

d) Schliesslich führt das eingehende Studium der im Bestande der Gesellschaft  $A^{IV}$  vor sich gehenden Veränderungen:

1.) auf 4 auseinanderzuhaltende Ausscheideordnungen: die tatsächlich eintreffende Reihe IV der  $l_x^{ii\bar{\gamma}}$ ; ferner: die »partielle« Reihe IV $^{(\mu)}$  der  ${}^{(\mu)}l_x^{ii\bar{\gamma}}$ ; die »partielle« Reihe IV $^{(q)}$  der  ${}^{(q)}l_x^{ii\bar{\gamma}}$ ; die »partielle« Reihe IV $^{(Z)}$  der  ${}^{(Z)}l_x^{ii\bar{\gamma}}$  (v. § 4).

2.) auf drei »einjährige partielle Lebenswahrscheinlichkeiten der  $x$ -jährigen verheirateten Invaliden«:

[14] Zur Bezeichnung einer Reaktivierungsintensität eignet sich das bereits allgemein gebräuchliche „ $r$ “ als Anfangsbuchstabe des entsprechenden in den internationalen Sprachschatz übergegangenen Wortes.

$$\left. \begin{aligned} (u)_x \bar{p}_x^{ii\gamma} &= e^{-\int_x^{x+1} u_x^{ii\gamma} \cdot dx} & (q)_x \bar{p}_x^{ii\gamma} &= e^{-\int_x^{x+1} q_x^{\gamma} \cdot dx} \\ (z)_x \bar{p}_x^{ii\gamma} &= e^{-\int_x^{x+1} z_x^{ii} \cdot dx} \end{aligned} \right\} \quad (41)$$

3.) auf drei weitere einjährige »partielle« Wahrscheinlichkeiten: eine »einjährige partielle Sterbenswahrscheinlichkeit«

$$q_x^{ii\gamma} = 1 - (u)_x \bar{p}_x^{ii\gamma}, \quad (42)$$

eine »einjährige partielle Reaktivierungswahrscheinlichkeit« [14]

$$r_x^{\gamma} = 1 - (q)_x \bar{p}_x^{ii\gamma}, \quad (43)$$

eine »einjährige partielle Verwitungswahrscheinlichkeit« [13]

$$w_x^{ii} = 1 - (z)_x \bar{p}_x^{ii\gamma} \quad (44)$$

der  $x$ -jährigen verheirateten Invaliden.

Bezüglich Interpretation und Formulierung dieser 6 neuen partiellen Wahrscheinlichkeiten sei auf die entsprechenden Ausführungen in den Paragraphen 11, 12 und 13 verwiesen.

§ 15. Die Wahrscheinlichkeitsgrössen, welche sich auf Sterblichkeit und Invalidität zugleich beziehen, waren in den letzten Jahrzehnten Gegenstand vielfacher Studien und lebhafter, teilweise sogar leidenschaftlicher Kontroverse. Besonders heftig entbrannte der Streit nach dem Erscheinen eines von der Gothaer Lebensversicherungsbank im Auftrage des Reichskanzleramtes verfassten Gutachtens über Invaliden- und Witwenpensionsverhältnisse der Reichsbeamten. In diesem von Herrn JOHANNES KARUP herrührenden, im Jahre 1875 verfertigten Gutachten, das in Versicherungskreisen bedeutendes Aufsehen erregte, wird die Invaliditätswahrscheinlichkeit als diejenige definiert, »welche zum Ausdruck gelangen würde, wenn die Sterblichkeit für den gegebenen Zeitraum nicht vorhanden wäre«. Bei Ermittlung dieser, dort sogenannten »unabhängigen«, Invaliditätswahrscheinlichkeit wird so verfahren, dass die sterbenden Aktiven als freiwillig Ausscheidende betrachtet werden. — Dieser von Herrn JOHANNES KARUP konstruierte Begriff der »unabhängigen« Wahrscheinlichkeit stiess auf grossen Widerspruch, namentlich bei G. BEHM, I. DIENGER, K. HEYM, H. ZIMMERMANN; sie sahen sich veranlasst, diesem Begriff als einem künstlich gebildeten und überflüssigen das Bürgerrecht zu versagen. Wenn man nun auch die Bezeichnung »unabhängige« Wahrscheinlichkeit für nicht ganz passend hält, so muss man doch am Begriffe selbst festhalten,



wie mehrere Autoren dargetan haben, so W. KÜTTNER, besonders natürlich J. KARUP (in »Masius' Rundschau der Versicherungen«, 1876—1878, namentlich aber in seiner klassischen »Finanzlage der Gothaischen Staatsdienerwitwensozietät« von 1893) und in jüngster Zeit P. SPANGENBERG in ausführlicher, klarer und erschöpfender Weise (»Veröffentlichungen des deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft« Heft XX, Januar 1911). Auch vorliegende Arbeit wird den von J. KARUP eingeführten »unabhängigen« Wahrscheinlichkeiten eine neue Stütze verleihen und den Streit um ihre theoretische Berechtigung zu ihren Gunsten entscheiden.

Wir führen sie unter dem Namen »*partieller*« Wahrscheinlichkeiten ein, weil sich dieser Name den in der Differentialrechnung eingebürgerten und international gewordenen Bezeichnungen am besten anschliesst. Es handelt sich nämlich, dort wie hier, um eine veränderliche Grösse (hier die Anzahl der lebenden Versicherten), die von *mehreren* ebenfalls veränderlichen Grössen (hier von den verschiedenen Intensitäten) abhängt. Man tut dann bekanntlich so, als wäre eine einzige dieser letzteren Veränderlichen wirklich als Veränderliche wirksam, alle übrigen aber konstant, und betrachtet dann die Veränderungen, die sich unter dieser vereinfachenden Annahme einstellen. So gelangt man: in der Infinitesimalrechnung zu »partiellen« Veränderungen und »partiellen« Differentialquotienten, hier zu »partiellen Intensitäten« und »partiellen Wahrscheinlichkeiten«.

Es sind für den hier in Frage stehenden Begriff, ausser dem KARUP'schen Namen »unabhängige« Wahrscheinlichkeiten, noch verschiedene andere vorgeschlagen oder angewandt worden: »neue«, »einfache«, »ideale«, »reine« Wahrscheinlichkeit. Wenn nun auch der Name nicht die Hauptsache ist, so liegt doch kein Grund vor, sich an eine überall eingebürgerte Bezeichnungsweise nicht anzuschliessen, zumal wenn dieselbe, *mutatis mutandis*, den gleichen Sachverhalt ausdrückt. Da in der Differentialrechnung seit vielen Jahrzehnten und in allen Kultursprachen nicht von „unabhängigen“, oder „idealen“, oder „reinen“, sondern von „partiellen“ Differentialquotienten oder Funktionsveränderungen gesprochen wird, verdient auch der Name „partieller“ Wahrscheinlichkeiten vor den andern den Vorzug.

Desgleichen müsste man den Namen „partieller Intensitäten“ gebrauchen, wenn man sie von den gewöhnlichen unterscheiden wollte. Hierzu liegt aber kein Grund vor, da beide Arten von

Intensitäten identischen Wert haben, bei einer bestimmten Personen-  
gruppe, gleichgültig, welchen Veränderungsursachen dieselbe unter-  
worfen ist (v. § 6).

In der Bezeichnung werden wir einen „partiellen“ Vorgang  
stets durch einen *Akzent links oben*, direkt am Hauptsymbole ange-  
bracht, andeuten (Ein Akzent rechts oben hat im Allgemeinen  
schon andere Bedeutung).

§ 16. Die Rechnung mit „partiellen Wahrscheinlichkeiten“ bietet  
auch gegenüber derjenigen mit „nicht partiellen“ verschiedene  
Vorteile. *Formal* zunächst ist hervorzuheben, dass man dann den  
Satz der zusammengesetzten Wahrscheinlichkeit anwenden darf,  
wie nachher noch dargetan werden soll (v. § 17); dadurch ge-  
winnen manche mathematische Untersuchungen der Statistik an  
Einfachheit und Übersichtlichkeit. *Sachlich* sind die Vorteile ganz  
bedeutend, wie schon KARUP gleich zu Anfang hervorgehoben hat.  
Nehmen wir als Beispiel die „Invaliditätswahrscheinlichkeit“; nach  
der älteren Methode ist sie dasjenige Zahlenverhältnis, welches  
unter gemeinsamer Einwirkung von Invalidität, Tod, Verheiratung  
(und vielleicht noch anderer auf die betreffende Personengruppe  
einwirkender Veränderungsursachen) zu stande kommt; nach der  
neueren Methode wird der Einfluss von Sterblichkeit, Verheiratung  
(und eventueller anderer Ursachen) beseitigt und so ein Resultat  
gefunden, welches allein die Wirkung der Invaliditätsursachen  
darstellt. Dadurch vereinfachen sich nicht bloss alle Untersuchungen,  
die sich auf die Verbindung von Invaliditätswahrscheinlichkeiten  
mit andern Wahrscheinlichkeiten beziehen, sondern es werden auch  
solche Untersuchungen, die die Erforschung der Invalidität selbst  
bezwecken, d. h. die Erforschung des Verlaufes der Invalidität in  
seiner Abhängigkeit vom Alter, wesentlich einfacher und vor allem  
natürlicher. Wenn wir uns jemals den Endzielen mathematischer  
Statistik nähern sollen: den Zusammenhang zwischen den Zahlen  
der Beobachtung und denjenigen Bedingungen, unter denen jene  
Beobachtungen gemacht wurden, in eine analytische Form zu  
bringen, so kann dies *apriori* am leichtesten geschehen, wenn wir  
diese Bedingungen auf die einfachsten beschränken, welche das  
Problem zulässt.

Bei Untersuchungen über Sterblichkeit ist eine Berücksichtigung  
von Invalidität, Heirat, u. s. w., in derselben Personengruppe nur  
störend und demnach tunlichst zu vermeiden.

An Beispielen lässt sich leicht nachweisen, dass der Zusammen-

hang zwischen Invalidität und Alter einerseits, Sterblichkeit und Alter andererseits, durchaus nicht immer parallel geht, dass bei ein und demselben Alter, je nach dem Berufe, geringe Sterbenswahrscheinlichkeit mit hoher Invaliditätswahrscheinlichkeit verbunden sein kann, oder umgekehrt. Wollte man also jenen Parallelismus, wie er so nahe liegt und in vielen Fällen auch tatsächlich stattfindet, überall anwenden, so erhielte man oft (z. B. bei Eisenbahnbeamten) falsche Ergebnisse. Nur ein möglichstes Auseinanderhalten der Wirkungen beider Komplexe von Veränderungsursachen kann hier zu voller Klarheit führen. Dieses Auseinanderhalten nun wird durch die *partiellen* Sterbens- und Invaliditäts-Wahrscheinlichkeiten, nicht aber durch die gewöhnlichen, zahlenmässig erreicht.

Der Zusammenhang zwischen den Veränderungsursachen ist ein so verwickelter, dass er unmittelbar gar nicht, oder doch nur sehr schwer, zu erkennen ist. Erst wenn wir den Verlauf der Sterblichkeit, den der Invalidität und den der Heiratsintensität, jeden für sich, untersucht und in analytische Formen gebracht haben, wird es uns möglich sein, den Zusammenhang zwischen ihnen genau zu ergründen und analytisch auszudrücken.

Wegen dieser ihrer formalen und sachlichen Vorteile, wegen ihrer theoretisch unumgänglichen Notwendigkeit, sobald man irgend eine Intensitätsfunktion integriert, und auch weil ihre Anwendung in der Praxis das ganze Rechengeschäft nicht komplizierter gestaltet als es die Anwendung der gewöhnlichen Wahrscheinlichkeiten tut, sind die partiellen Wahrscheinlichkeiten dazu berufen, in Statistik und Versicherungsmathematik eine hervorragende Rolle zu spielen.

§ 17. Am Schlusse des ersten Kapitels wurden die Differentialgleichungen aufgestellt, welche das hier vorliegende Problem mathematisch formulieren. Die in § 9 definierten Abkürzungen benutzend, behandeln wir zunächst denjenigen Spezialfall der Gleichung (19), in welchem

$$a_{\lambda}(x) = b_{\lambda}(x) = 0 \quad (45)$$

angenommen wird; dabei fassen wir zugleich einen einzigen, nämlich gerade den  $\lambda^{ten}$ , unter den 4 Versicherungsbeständen ins Auge. Für  $\lambda=1$  z. B. würde das bedeuten, dass Reaktivierung und Wiederverheiratung ausgeschlossen sind, dass man für den Augenblick eine aus  $\overline{aa'x}$  Mitgliedern bestehende Gruppe  $x$ -jähriger, verheirateter, aktiver Personen einerlei Geschlechts und einerlei Berufes betrachtet, die keinerlei Zuwachs erfährt und deren Reihen sich aus drei Ursachen: Tod, Invalidität, Verwitwung, lichten. — Für  $\lambda=2$  würde die

Annahme (45) bedeuten, dass Verwitung und Reaktivierung ausgeschlossen sind, dass man für den Augenblick nur eine aus  $l_x^{aa\bar{Z}}$  Mitgliedern bestehende Gruppe von  $x$ -jährigen, nicht verheirateten, aktiven Personen betrachtet, die keinerlei Zutritt neuer Mitglieder erfährt und deren Reihen sich aus drei Ursachen: Tod, Invalidität, Verheiratung, lichten. — Und analoge Ausgangspunkte, wenn man in Gleichung (45)  $\lambda=3$  oder  $\lambda=4$  setzt.

Aus Gleichung (19) wird, unter dieser Voraussetzung (45),

$$\frac{dy_i}{dx} = c_i(x) \cdot y_i, \text{ woraus:} \quad \text{Log } y_i = \int c_i(x) \cdot dx + C. \quad (46)$$

Man ermittelt die Integrationskonstante  $C$  aus der Anfangsbedingung: für das niedrigste in Betracht fallende Alter  $x=n$  ist die Mitgliederanzahl  $M_i$ , und findet

$$C = \text{Log } M_i - \left[ \int c_i(x) \cdot dx \right]_{x=n}$$

so dass

$$y_i(x) = M_i \cdot e^{\int_n^x c_i(x) \cdot dx} \quad (47)$$

Der Bestand derselben Gesellschaft ein Jahr später ist:

$$y_i(x+1) = M_i \cdot e^{\int_n^{x+1} c_i(x) \cdot dx}$$

Das Verhältnis dieser zwei Anzahlen ergibt

$$\left. \begin{aligned} \frac{y_i(x+1)}{y_i(x)} &= e^{\int_x^{x+1} c_i(x) \cdot dx} \\ &= e^{-\int_x^{x+1} a_i(x) \cdot dx} \cdot e^{-\int_x^{x+1} a_{i+1}(x) \cdot dx} \cdot e^{-\int_x^{x+1} b_{i-1}(x) \cdot dx} \end{aligned} \right\} \quad (48)$$

wenn man die in (20) gegebene Definition von  $c_i(x)$  berücksichtigt. Setzt man z. B.  $\lambda=1$ , so wird

$$\frac{y_1(x+1)}{y_1(x)} = \frac{l_{x+1}^{aa\bar{y}}}{l_x^{aa\bar{y}}} = p_x^{aa\bar{y}},$$

und man erhält für die gewöhnliche, einjährige Lebenswahrscheinlichkeit einer  $x$ -jährigen, verheirateten, aktiven Person

$$\left. \begin{aligned} p_x^{aa\bar{y}} &= e^{-\int_x^{x+1} \mu_x^{aa\bar{y}} \cdot dx} \cdot e^{-\int_x^{x+1} \gamma_x^{aa} \cdot dx} \cdot e^{-\int_x^{x+1} r_x^{\bar{y}} \cdot dx} \\ &= {}^{(u)}p_x^{aa\bar{y}} \cdot {}^{(Z)}p_x^{aa\bar{y}} \cdot {}^{(r)}p_x^{aa\bar{y}} \end{aligned} \right\} \quad (49)$$

wie ein Blick auf die Gleichungen (33) sofort lehrt; oder, in Anwendung der Gleichungen (34) bis (36):

$$\bar{p}_x^{aa\gamma} = (1 - {}^1\bar{q}_x^{aa\gamma}) \cdot (1 - {}^1\bar{w}_x^{aa}) \cdot (1 - {}^1\bar{l}_x^{\gamma}) \quad (50)$$

In Worten ausgedrückt besagt diese Formel: die Wahrscheinlichkeit des zusammengesetzten Ereignisses, dass eine unverheiratete aktive Person im Laufe eines Jahres (oder auch eines beliebig langen Zeitraumes, vergl. § 18) weder stirbt, noch heiratet, noch invalide wird, ist gleich dem Product aus den partiellen Wahrscheinlichkeiten der Einzelereignisse. — Es leuchtet aus der hier befolgten Beweismethode ein, dass sich dieser Satz auf das Zusammentreffen beliebig vieler Einzelereignisse, für deren Nichteintreffen »partielle« Wahrscheinlichkeiten gegeben sind, übertragen lässt.

Setzt man in Gleichung (48) den Index  $\lambda = 3$ , so erhält man eine Formel, die von (49) nur dadurch abweicht, dass  $\bar{a}\bar{a}$  durch  $\bar{i}\bar{i}$ ,  $\gamma$  durch  $\gamma$  und  $(r)$  durch  $(\varrho)$  ersetzt ist. Analoge Ergebnisse liefern die Substitutionen  $\lambda = 2$ ;  $\lambda = 4$ .

§ 18. Aus Formel (47) ergibt sich

$$y_{\lambda}(x) = M_{\lambda} \cdot e^{-\int_n^x a_{\lambda}(x) \cdot dx} \cdot e^{-\int_n^x a_{\lambda+1}(x) \cdot dx} \cdot e^{-\int_n^x b_{\lambda-1}(x) \cdot dx} \quad (51)$$

Setzen wir z. B.  $\lambda = 1$ , berücksichtigen wir die Abkürzungen von § 9 und die den Formeln (24), (27) und (30) entsprechenden Relationen, so verwandelt sich (51) in

$$\bar{p}_x^{aa\gamma} = (n)_1 \bar{l}_x^{aa\gamma} \cdot (r)_1 \bar{l}_x^{aa\gamma} \cdot (Z)_1 \bar{l}_x^{aa\gamma} \cdot \frac{1}{(\bar{l}_n^{aa\gamma})^2} \quad (52)$$

Es ist eine bemerkenswerte Relation. Sie zeigt zunächst, wenn man beidseitig noch durch  $\bar{l}_n^{aa\gamma}$  dividiert und  $x - n = k$  setzt, dass die Formel (49) nicht nur für einjährige, sondern für mehrjährige Lebenswahrscheinlichkeiten gilt

$${}_k\bar{p}_x^{aa\gamma} = (n)_1 \bar{p}_x^{aa\gamma} \cdot (Z)_1 \bar{p}_x^{aa\gamma} \cdot (r)_1 \bar{p}_x^{aa\gamma} \quad (53)$$

Die Relation (52) führt auch sofort, bei der getroffenen Annahme, eine Vereinfachung des hier vorliegenden Problems herbei. Aus ihr leitet man eine Ausscheideordnung der  $\bar{l}_x^{aa\gamma}$  ab; dann sind jetzt nur noch drei Funktionen unbekannt:  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_4$ , sobald die Intensitätsfunktionen, folglich auch die entsprechenden partiellen Wahrscheinlichkeiten, als bekannt angesehen werden.

§ 19. Nimmt man die 12 Intensitäten als bekannte Funktionen der Zeit an, so besteht die Aufgabe darin, 4 Funktionen  $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_4$  zu finden, welche den 4 Differentialgleichungen (11), (13), (15),



(17), (zusammengefasst in Gleichung (19) von § 9) gleichzeitig Genüge leisten. Lässt man die Intensitätsfunktionen ganz beliebige sein, so ist das betreffende System von Gleichungen nicht in geschlossener Form integrierbar. Bei geeigneten Voraussetzungen dagegen findet man eine Anzahl Spezialfälle, die sich streng integrieren lassen. Erst wenn man, aus den so gefundenen Ausdrücken, einen Zusammenhang zwischen den Anzahlen der Versicherten und ein Gesetz ihrer zeitlichen Variation gefunden hat, wird man dazu übergehen können, streng begründete Formeln zur Berechnung von Rentenbarwerten und Prämien abzuleiten.

Die für die Praxis wichtigsten dieser Integrabilitätsfälle besprach Verfasser vorliegender Arbeit im Schoosse der „Vereinigung schweiz. Versicherungsmathematiker“, in deren „Mitteilungen“ sie veröffentlicht werden. Die daraus abgeleiteten Formeln zur Berechnung von Rentenbarwerten und Prämien sollen später bekannt gegeben werden. (V. die in § 6 zitierte Arbeit).

Dass man, bei dieser mathematischen Fundierung der Aufgabe, unumgänglich auf partielle Wahrscheinlichkeiten stösst, ist einleuchtend, da man ein Differentialsystem zu integrieren hat und die Integration einer Intensitätsfunktion unmittelbar auf partielle Wahrscheinlichkeiten führt. Hiermit ist nicht nur die Berechtigung, sondern auch die theoretische Notwendigkeit der partiellen Wahrscheinlichkeiten dargetan.

---

## NOUVELLE BASE MATHÉMATIQUE DES PROBABILITÉS PARTIELLES ET D'UNE THÉORIE DES ASSURANCES S'Y RATTACHANT, DANS LE CAS DE COLLECTI- VITÉS INFLUENCÉES SIMULTANÉMENT PAR PLUSIEURS CAUSES,

par L. GUSTAVE DU PASQUIER, Docteur ès Sciences,  
Professeur à l'Université de Neuchâtel.

---

Envisageons un groupe  $A^1$  composé de  $\overline{l_n^{aay}}$  assurés du même âge  $n$ , du même sexe, tous mariés et exerçant la même profession déterminée. Cette collectivité diminuera en nombre pour 3 raisons :



1.) par suite de mortalité des membres ; 2.) par suite d'invalidité (quelle qu'en soit du reste la cause : âge avancé, ou accident, ou maladie) ; 3.) par suite de veuvage. On est amené par cela à considérer simultanément 4 groupes d'assurés, tous composés de membres du même âge  $x$  et désignés respectivement par  $A^I$ ,  $A^{II}$ ,  $A^{III}$ ,  $A^{IV}$  : le premier  $A^I$ , composé uniquement de membres valides et mariés, au nombre de  $\bar{l}_x^{aa\gamma}$  ; le deuxième,  $A^{II}$ , composé uniquement de membres valides non mariés, au nombre de  $\bar{l}_x^{aa\chi}$  ; le troisième,  $A^{III}$ , ne comprenant que des invalides non mariés, au nombre de  $\bar{l}_x^{ii\chi}$  ; le quatrième,  $A^{IV}$ , composé uniquement de membres invalides mariés, au nombre de  $\bar{l}_x^{ii\gamma}$ . Chacun de ces 4 groupes *diminuera* en nombre par suite de la mortalité de ses membres d'abord, et par suite de 2 autres causes encore, mais *augmentera* par contre pour 2 raisons, provenant de ce que les 4 groupes s'influencent mutuellement, à savoir :  $A^I$  p. ex. envoie ses membres actifs, mais devenus veufs, à  $A^{II}$  ; par contre, les membres actifs de  $A^{II}$  qui se marient quittent  $A^{II}$  pour faire partie de  $A^I$ . De même : les membres quittant  $A^I$  à la suite d'invalidité vont grossir les rangs des invalides mariés, donc de  $A^{IV}$ , tandis qu'inversement : les invalides mariés redevenant actifs quittent  $A^{IV}$  pour rentrer dans la société  $A^I$  dont ils faisaient partie originairement. — Des influences réciproques tout analogues à celles qui viennent d'être indiquées entre  $A^{II}$ ,  $A^I$  et  $A^{IV}$  s'établissent également entre les groupes  $A^I$ ,  $A^{II}$  et  $A^{III}$  ; de même entre  $A^{II}$ ,  $A^{III}$  et  $A^{IV}$  ; de même enfin entre  $A^{III}$ ,  $A^{IV}$  et  $A^I$ . Il n'y a pas de difficultés à illustrer ces influences au moyen d'une image empruntée à la physique.

Pour formuler mathématiquement le problème, nous introduisons 12 fonctions supposées connues : 1.) quatre taux instantanés de mortalité : celui des actifs mariés :  $\mu_x^{aa\gamma}$  ; celui des actifs non mariés :  $\mu_x^{aa\chi}$  ; celui des invalides mariés :  $\mu_x^{ii\gamma}$  ; celui des invalides non mariés :  $\mu_x^{ii\chi}$  ; 2.) deux taux instantanés d'invalidité, celui des mariés :  $\nu_x^\gamma$  ; celui des non mariés :  $\nu_x^\chi$  ; 3.) deux taux instantanés de réactivité, celui des mariés :  $\varphi_x^\gamma$ , et celui des non mariés :  $\varphi_x^\chi$  ; 4.) deux taux instantanés de mariage : celui des actifs :  $\gamma_x^{aa}$ , et celui des invalides :  $\gamma_x^{ii}$  ; 5.) deux taux instantanés de veuvage :  $\chi_x^{aa}$  et  $\chi_x^{ii}$ .

En nous basant sur ce théorème fondamental que le taux instantané de mortalité,  $\mu_x^{aa\gamma}$  par exemple, (ou tout autre taux

instantané) correspondant à un âge fixe et à un groupe déterminé de personnes, reste le même, quel que soit le nombre des causes qui influencent simultanément le groupe en question, nous montrons que les lois déterminant les changements des 4 nombres  $\overline{l_v^{aa\gamma}}$ ,  $\overline{l_x^{aa\chi}}$ ,  $\overline{l_x^{ii\chi}}$ ,  $\overline{l_x^{ii\gamma}}$  sont exprimées par un système de 4 équations différentielles simultanées linéaires et du premier ordre, équations que nous établissons rigoureusement.

Dans un deuxième chapitre, nous exposons la théorie des probabilités »partielles«. Ce sont celles que M. J. KARUP a introduites en 1875 dans la science actuarielle sous le nom de probabilités »indépendantes« et pour lesquelles on a proposé, depuis cette époque, des noms divers, tels p. ex : probabilités »pures«, »idéales«, »nouvelles«, »simples«, etc. Nous indiquons, en passant, pourquoi la dénomination de probabilités »partielles« est préférable à toutes les autres ; nous les désignons par un accent placé en haut et à gauche du symbole principal ( $\overline{l_x^{aa\gamma}}$  ;  $\overline{l_x^{aa\chi}}$  ; etc.) Nous montrons ensuite un avantage formel de l'emploi de cette notion : on peut appliquer »le théorème des probabilités composées«, p. ex. :

$$\begin{aligned}\overline{p_x^{aa\gamma}} &= {}^{(\mu)}\overline{p_x^{aa\gamma}} \cdot {}^{(\chi)}\overline{p_x^{aa\gamma}} \cdot {}^{(v)}\overline{p_x^{aa\gamma}} \\ &= (1 - \overline{l_x^{aa\gamma}}) \cdot (1 - \overline{l_x^{aa\chi}}) \cdot (1 - \overline{l_x^{ii\gamma}}).\end{aligned}$$

Ensuite, nous démontrons l'avantage de fait qu'apporte son emploi, mais surtout la nécessité théorique de ces probabilités partielles, niée au début dans une polémique très vive et souvent acerbe ; dès que l'on passe, au moyen d'une intégration, à un intervalle fini de temps, en partant d'un taux instantané quelconque, on arrive à une probabilité partielle.

Quant aux 4 équations différentielles simultanées, elles ne sont pas, en général, résolubles par quadratures. Nous avons traité ailleurs les cas particuliers les plus importants pour la pratique, en faisant des hypothèses appropriées pour permettre l'intégration rigoureuse. (V. »Bulletin de l'Association des actuaires suisses«, 7<sup>ième</sup> et 8<sup>ième</sup> cahier, et »Zeitschrift für schweizerische Statistik«, 1912 et 1913).

A NEW MATHEMATICAL THEORY OF PARTIAL PROBABILITIES AND ACTUARIAL CONSIDERATIONS CONNECTED THEREWITH, IN THE CASE OF COLLECTIVITIES SUBJECT TO SIMULTANEOUS EFFECT BY SEVERAL CAUSES.

BY

L. GUSTAV DU PASQUIER,

Master of Science, Professor at the University of Neuchâtel.

---

Let us consider a collectivity  $A^I$  composed of  $l_n^{aay}$  insured persons of the same age  $n$ , of the same sex, being all married and following the same profession. Diminutions of such collectivity will be attributed to three causes: 1.) Mortality of members; 2.) Invalidity (due either to advanced age, accident or sickness); 3.) Widowhood. It seems necessary therefore to consider simultaneously 4 groups consisting of persons all of the same age  $x$  and designated by  $A^I$ ,  $A^{II}$ ,  $A^{III}$  and  $A^{IV}$ : the first,  $A^I$ , being composed exclusively of married active persons to the number of  $l_x^{aay}$ ; the second,  $A^{II}$ , composed only of unmarried active persons to the number of  $l_x^{aax}$ ; the third,  $A^{III}$ , including only unmarried invalids to the number of  $l_x^{iix}$ ; the fourth,  $A^{IV}$ , consisting of married invalids to the number of  $l_x^{iiy}$ . Each of these 4 groups will be diminished by the deaths of members and by two further causes, whereas two other reasons, which also result from reciprocal communications among the four groups, will tend to increase the numbers of the collectivities;  $A^I$ , for instance, sends over to  $A^{II}$  its active members, entered into widowhood; on the other hand, active members who have married leave group  $A^{II}$  to enter group  $A^I$ . In the same way, members that withdraw from  $A^I$  on account of invalidity join, if married, group  $A^{IV}$ , whereas married invalids that have become active again, go back from  $A^{IV}$  to group  $A^I$  of which they were originally members. Reciprocal communications, analogous to those mentioned above among groups  $A^{II}$ ,  $A^I$  and  $A^{IV}$ , also take place among  $A^I$ ,  $A^{II}$  and  $A^{III}$ , further among  $A^{II}$ ,  $A^{III}$  and  $A^{IV}$ .

and finally among  $A^{III}$ ,  $A^{IV}$  and  $A^I$ . It is not difficult to illustrate the complexity of all such reciprocal communications by a diagram as used in physical science.

In order to formulate the problem mathematically, we have to introduce 12 functions supposed to be known: 1.) four instantaneous rates of mortality, i. e. for married active persons:  $\mu_x^{aa\gamma}$ , for unmarried active persons:  $\mu_x^{\bar{a}a\gamma}$ , for married invalids:  $\mu_x^{ii\gamma}$ , for unmarried invalids:  $\mu_x^{\bar{i}i\gamma}$ ; 2.) two instantaneous rates of invalidity, i.e. for married members:  $\nu_x^{\gamma}$ , for unmarried members:  $\nu_x^{\bar{\gamma}}$ ; 3.) two instantaneous rates of re-activity, for married members:  $\rho_x^{\bar{\gamma}}$ , for unmarried members:  $\rho_x^{\gamma}$ ; 4.) two instantaneous rates of marriage, for active persons:  $\gamma_x^{\bar{a}a}$ , and for invalid persons:  $\gamma_x^{\bar{i}i}$ ; 5.) two instantaneous rates of widowhood or widowerhood:  $\chi_x^{aa}$  and  $\chi_x^{ii}$ .

Furthermore, the author starts from the fundamental theorem that instantaneous rates (for instance the rate of mortality  $\mu_x^{aa\gamma}$ ) corresponding to a given age and to a determined collectivity, remain the same, whatever the number of the causes may be that influence the said group simultaneously; he shows that the laws determining the changes of the four numbers  $\bar{l}_x^{aa\gamma}$ ,  $\bar{l}_x^{\bar{a}a\gamma}$ ,  $\bar{l}_x^{ii\gamma}$ ,  $\bar{l}_x^{\bar{i}i\gamma}$  are expressed by a system of 4 linear simultaneous differential equations of the first order which are exactly stated in the paper.

In the second chapter, the theory of „partial” probabilities is examined. This conception has been introduced into the domain of actuarial science by Mr. J. KARUP, in 1875, under the name of „independent” probabilities; since that time, several authors have proposed for the same conception different other denominations, e. g. „pure”, „ideal”, „new”, „simple”, etc. probabilities. The author explains why the name „partial” probabilities seems preferable to all others; he proposes to mark them by an accent placed above and to the left of the principal symbol ( ${}^l q_x^{aa\gamma}$ ,  ${}^{(r)} p_x^{aa\gamma}$ , etc.) This notion has the formal advantage of permitting the application of the theorem of composed probabilities, e. g.:

$$\begin{aligned} \bar{p}_x^{aa\gamma} &= {}^{(u)} l \bar{p}_x^{aa\gamma} \cdot {}^{(z)} l \bar{p}_x^{aa\gamma} \cdot {}^{(r)} l \bar{p}_x^{aa\gamma} \\ &= (1 - {}^l q_x^{aa\gamma}) \cdot (1 - {}^l w_x^{aa}) \cdot (1 - {}^l \bar{\gamma}_x^{\bar{\gamma}}) \end{aligned}$$

The author proves the practical advantage of its use, and, more

especially, the theoretical necessity of these „partial” probabilities which was formerly denied in a very sharp polemic. If we start from any instantaneous rate and pass, by means of an integration, to a finite interval of time, we arrive at a „partial” probability.

With regard to the four simultaneous differential equations, they cannot, as a rule, be solved by quadratures. The author has treated in another paper the special cases which seem to be most important for practical purposes by making appropriate hypothetical assumptions in order to permit its rigorous integration. („Communications of Swiss actuarial association“, 1912 and 1913).

•

---

PROCES-VERBAUX.

---

VERHANDLUNGEN.

---

PROCEEDINGS.

---





## SEANCE D'INAUGURATION DU CONGRÈS.

Le Lundi 2 Septembre 1912,

10 h.  $\frac{1}{2}$  avant-midi.

---

M. AMÉDÉE BÉGAULT, Président du Comité Permanent des Congrès internationaux d'Actuaires:

*Altesse Royale, Excellences, Messieurs!*

Il y a dix-sept ans, jour pour jour, le lundi 2 Septembre 1895, notre toujours regretté président Mahillon ouvrait à Bruxelles le Premier Congrès International d'Actuaires. Que de chemin parcouru depuis lors! Londres, Paris, New York, Berlin, Vienne ont vu se réunir ceux qui dans le monde se préoccupent d'asseoir sur des bases scientifiques indiscutables les questions de plus en plus complexes qui se posent tant dans le domaine de l'assurance privée que de l'assurance sociale.

Qu'il me soit permis, avant d'ouvrir officiellement le Septième Congrès international, de remercier publiquement les actuaires hollandais qui depuis six ans ont avec le désintéressement le plus absolu, cédé à l'Allemagne, puis à l'Autriche le droit qui leur avait été conféré à Paris de réunir à Amsterdam le congrès qui devait succéder à celui de New York. Plaçant l'intérêt de la science actuarielle au dessus de tout, nos collègues hollandais se sont volontairement effacés devant les considérations qu'ont fait valoir auprès d'eux les représentants de ces deux pays. C'est une dette que j'acquitte en leur disant devant cette assemblée solennelle: »Merci de tout coeur«.

Et pourtant, si le cycle des congrès suivait la chronologie de l'histoire, c'est à Amsterdam, dans la patrie de CHRISTIAAN HUYGENS et du grand pensionnaire JOHAN DE WIT qu'aurait dû se tenir le premier congrès d'actuaires; car le mémoire que publia en 1671 cet illustre précurseur sur la valeur des rentes viagères par rapport

aux rentes amortissables peut à bon droit être considéré comme le premier ouvrage de science actuarielle proprement dite.

Je ne puis citer tous ceux qui au XVIII<sup>me</sup> et XIX<sup>me</sup> siècle continuèrent à suivre la voie que leur avait ouverte ces glorieux devanciers ; qu'il me suffise de constater que de tout temps la science actuarielle eut dans les Pays-Bas de brillants adeptes dont les travaux furent à la hauteur de ceux qui paraissaient dans les pays voisins.

Dans ces dernières années, de nombreux efforts se constatent dans les divers pays en vue d'élucider les problèmes de la mortalité par âge à l'entrée: en Angleterre, en Autriche, en France de nouvelles recherches ont été faites en vue de cette étude. Cela indique une orientation scientifique très nette, un chemin ardu que parcourent divers pionniers, mais où le progrès lent et parfois incertain sera surtout l'œuvre du temps.

Le perfectionnement incessant de la table de mortalité ne doit pas nous faire perdre de vue l'étude de l'autre élément du coût de l'assurance sur la vie: le taux d'intérêts. Après une période continue d'avilissement nous assistons depuis quelques années à un relèvement que les économistes prévoient ne pas devoir cesser de sitôt. L'indice le plus frappant est le relèvement du taux des rentes d'état de crédit de premier ordre qui de 3 pCt. a passé à 4 pCt. Ce fait est de la plus haute importance; car il pourrait mener, par le simple jeu de la concurrence, à un abaissement des tarifs d'assurance sur la vie puisque en 1894 leur relèvement avait été provoqué par la diminution du taux des placements de tout repos.

Bienheureux seront alors les habitants des pays où ne fleurira pas le monopole d'Etat! L'industrie des assurances, comme toutes les industries du reste, a besoin du stimulant de la concurrence pour donner au consommateur la marchandise la meilleure au meilleur marché possible. Les conditions de police les plus libérales, les tarifs les plus avantageux, les combinaisons les mieux adaptées au besoin des populations seront le lot des pays où la néfaste politique n'aura pas réussi à charger le Dieu-Etat, à l'exclusion de tout autre initiative de la direction et de la gestion d'une industrie délicate en état de perfectionnement ininterrompu.

Au point de vue social, différentes questions en divers pays ont sollicité l'attention ou le concours de l'actuaire. En Angleterre la loi sur l'assurance contre la maladie et l'invalidité a été l'occasion de remarquables travaux. En France, la loi sur les

retraites ouvrières et paysannes à la confection de laquelle a largement participé le Président de l'Institut des Actuaire français, porte une forte empreinte actuarielle. La Suisse, le Grand-Duché de Luxembourg ont édicté l'une des lois d'assurance contre la maladie et les accidents, l'autre une loi sur l'assurance invalidité et vieillesse. L'Allemagne a étendu aux employés le bénéfice de l'assurance contre l'invalidité et la vieillesse et en Hollande même, un projet de loi concernant le même objet est à l'ordre du jour. En Belgique, la loi sur les pensions des ouvriers mineurs qui n'est que le préluce d'une loi plus générale a été pour les actuaire l'occasion d'une collaboration effective.

C'est ainsi, Messieurs, que de jour en jour s'étend le domaine de la science actuarielle et que de plus en plus les gouvernements sages ne peuvent négliger les avis que donnent dans les divers pays ces représentants autorisés.

En ouvrant le Septième Congrès International, il me reste à vous inviter à nommer le Bureau qui dirigera vos délibérations.

Je crois être votre interprète à tous en vous proposant d'élire comme Président M. J. J. A. MULLER et comme Secrétaire Général M. J. VAN SCHIEVICHAVEN, le président et le Secrétaire du comité d'organisation.

*(Applaudissements prolongés).*

Le Président Prof. Dr. J. J. A. MULLER, (Zeist):

*Koninklijke Hoogheid,*

Bij de aanvaarding van het voorzitterschap van het Zevende Internationaal Congres voor Verzekeringswetenschap is het mij een eervolle taak U welkom te mogen heeten in ons midden.

Reeds vroeger viel mij het voorrecht te beurt U namens het Comité van Organisatie dank te brengen voor de welwillendheid, waarmede Uwe Koninklijke Hoogheid er in had toegestemd als Beschermheer van het Congres op te treden. Thans wil ik uiting geven aan de gevoelens van erkentelijkheid, die het geheele Congres bezielen, nu het zijn werkzaamheden mag aanvangen in Uwe tegenwoordigheid. Voor dit teken van belangstelling in onzen arbeid, waarin wij tevens de erkenning mogen zien van de groote sociale beteekenis der levensverzekering, betuig ik Uwe Koninklijke Hoogheid ons aller eerbiedigen dank.

*Messieurs,*

Après avoir exprimé les sentiments de gratitude du Congrès envers son Altesse Royale le Prince des Pays-Bas, qui non seulement a daigné accepter le Haut-Patronage du Congrès, mais donne encore témoignage de l'intérêt qu'il porte à nos travaux par sa présence, je dois vous remercier de tout mon cœur pour l'honneur que vous m'avez fait en me confiant la fonction de Président. Je sais que votre choix m'inflige une grande responsabilité et j'espère qu'il me sera possible de m'acquitter de ma charge d'une manière, digne de votre illustre assemblée.

J'adresse mes remerciements à Son Excellence le Ministre de l'Intérieur, à M. le Commissaire de la Reine dans la Province de Noord-Holland et à M. le Bourgmestre d'Amsterdam, qui honorent cette séance de leur présence, et aux membres des Gouvernements étrangers qui ont donné le témoignage de sympathie pour le congrès en acceptant les titres de Vice-présidents d'honneur.

Je souhaite la bienvenue aux délégués officiels des Gouvernements étrangers, aux représentants des diverses sociétés scientifiques et à tous les membres du congrès que je vois réunis ici pour prendre part aux travaux.

Comme M. BÉGAULT vous a déjà rappelé il y a aujourd'hui précisément 17 ans que le premier congrès d'actuaire fut inauguré à Bruxelles. A cet anniversaire un sentiment de reconnaissance doit nous animer envers les hommes éminents qui ont pris l'initiative pour convoquer les actuaire de tous les pays dans le but de joindre leurs efforts pour le développement de la science; à eux nous sommes redevables de l'esprit amical, des relations de confraternité professionnelle qui unissent maintenant les actuaire du monde entier. La date du 2 Septembre 1895 marque une ère nouvelle dans le développement de la science actuarielle.

Les actuaire hollandais éprouvent la plus vive satisfaction de recevoir enfin le congrès dans la capitale de leur pays. Après un délai de six ans leur joie de pouvoir enfin rendre à leur tour l'hospitalité qui leur a été témoignée si largement aux congrès antérieurs, est autant plus grand.

Il est superflu de vous rappeler à cette heure où le congrès international réunit pour la septième fois les actuaire, le but que nous poursuivons et la valeur de la science actuarielle au point de vue social, tandis que la discussion des questions diverses de

notre programme vous éclaircira suffisamment sur les récents progrès dans plusieurs branches de notre science.

Tandisque les congrès de Bruxelles et de Londres ne se sont occupées que de questions purement actuarielles, les congrès suivants ont élargi de plus en plus le programme. Si nous n'avons pas continué dans cette direction et avons restreint le programme dans les limites des deux premiers congrès, c'est que la nécessité s'imposait, car l'organisation scientifique de ce congrès a été confié à la Vereeniging van Wiskundige Adviseurs bij Nederlandsche Maatschappijen van Levensverzekering, une Société d'actuaire dans la plus stricte signification du mot. Je suis d'avis qu'en général une entière liberté d'étendre ou de limiter le programme doit être laissée aux organisateurs d'un congrès, qui se feront guider par l'esprit de leur pays et par les ressources dont ils disposent.

Le nombre des langues usitées dans les discussions est limité à trois. Malgré toute l'admiration qu'on doit aux capacités exceptionnelles de MM. les traducteurs, et à leur talent à condenser les idées des orateurs, il faut convenir que la nécessité d'écouter chaque fois toutes les traductions ne sert pas à augmenter l'agrément des séances. Dans le seul but d'être agréable aux membres étrangers le comité d'organisation a fait un sacrifice bien lourd en renonçant à l'usage de sa langue nationale. Il a tenu compte du fait que la langue hollandaise est peu connue à l'étranger, tandisque les membres hollandais du congrès comprennent tous les trois langues admises. Ainsi l'admission de la langue hollandaise ne serait qu'une manifestation d'amour-propre national, — très justifié du reste — mais que nous avons voulu reprimer par complaisance envers nos hôtes étrangers.

La discussion sur les divers thèmes du programme sera précédée d'un compte-rendu par un rapporteur général; comme tels sont désignés: Mr. PARAIRA pour le premier, Mr. VAN DORSTEN pour le second, M. VAN ELDIK pour le troisième et Mr. MOLL pour le cinquième thème, tandisque je m'occuperai moi-même du quatrième. Ces compte-rendus ne donneront qu'un aperçu très succinct et tout à fait général des rapports. Aux rapporteurs des divers pays la parole sera donnée en dernier lieu pour élucider ou défendre leur opinion.

De ces communications on pourrait tirer la conclusion que les organisateurs du congrès ont cherché leur force seulement dans



la limitation. Cette opinion serait pourtant erronée. Leurs sentiments de cordialité et de sympathie envers leurs hôtes, leurs efforts pour rendre les travaux du congrès aussi fertiles que possible, sont sans limites !

*(Applaudissements prolongés).*

*Le Président :* La parole est à Son Excellence M. HEEMSKERK, Ministre de l'Intérieur des Pays-Bas.

Son Excellence M. TH. HEEMSKERK, Ministre de l'Intérieur.

*Messieurs !*

Je suis heureux de vous souhaiter la bienvenue au nom du Gouvernement de la Reine ; vous d'abord, Messieurs les représentants de pays étrangers mais amis, qui êtes venus même de très loin pour prendre part, sur le sol de notre patrie, à l'échange d'idées de tant d'hommes de marque et de science, mais non moins les nombreux compatriotes que je vois réunis ici et dont plusieurs ont atteint une grande distinction non seulement dans la pratique mais aussi dans l'étude scientifique de l'œuvre qui occupe votre vie.

Nos compatriotes trouvent un exemple bien illustre en celui qu'on considère comme fondateur de votre science, le grand pensionnaire JEAN DE WITT, dont M. le président du Comité Permanent a déjà eu la bonté de faire mention, homme politique et, en fait, chef du gouvernement pendant de longues années non seulement, mais aussi mathématicien expert et compétent.

Certes, Messieurs, nous vivons dans un temps de développement prodigieux des sciences et il est évident que les gouvernements de nos jours doivent tenir compte et se servir des résultats auxquels les savants sont arrivés, mais on n'exige pas que les hommes politiques apportent par leur propre travail les données scientifiques qui peuvent servir de base aux mesures du gouvernement.

D'autant plus il faut s'incliner devant l'esprit clair et infatigable de JEAN DE WITT, qui lui-même fit des calculs servant de base aux rentes viagères que l'Etat crut devoir négocier, ayant besoin d'argent pour tenir tête aux ennemis, qui menaçaient notre existence comme nation indépendante, extrayant ainsi du danger de guerre le miel d'une œuvre de paix comme les assurances sur la vie, qui

étaient destinées de se manifester plus tard, surtout de nos jours, dans des formes si multiples et auxquelles la vie de vous, Messieurs, est vouée.

Vous me pardonnerez, je l'espère, ce souvenir historique et patriotique, et vous n'attendez pas que je mentionne les noms de ceux qui, de nos jours, dans les pays que vous représentez, prennent les places les plus éminentes dans votre science. Si je voudrais leur rendre l'honneur qui leur est dû, cela nous mènerait à une dissertation, par laquelle je ne parviendrais pas à vous rendre justice et qui pourrait être sans aucun doute, trop longue et d'autant plus superflue que le compte-rendu de votre congrès portera sans doute des témoignages, probablement pas complets, mais précieux à cet égard.

Votre science et la pratique de vos institutions ont déjà un passé remarquable et glorieux, mais la place qu'elles occupent dans la société de nos jours tend à leur faire prédire un avenir plus important encore. Le risque des conséquences financières de la mort et de l'invalidité, soit par accident, soit par maladie, soit par âge, pour les familles et les individus est tellement répandu qu'il est presque universel. Il n'y a qu'une faible partie du genre humain qui, par des conditions particulièrement favorables où elle se trouve placée, peut être considérée d'y échapper. La prévoyance une fois admise comme raisonnable et bienfaisante, doit ainsi par la nature-même des choses, trouver un terrain toujours plus étendu, tellement large, que les gouvernements eux-mêmes doivent en grande mesure s'en occuper directement. Et quoiqu'on parle de *Chances* de mort et de vie, on se rend de plus en plus compte que le contrat d'assurance ne doit pas avoir un caractère aléatoire, mais doit fournir à l'assuré la plus grande certitude possible de recevoir de l'assureur la somme qui lui sera due. Certes, il y a toujours l'imprévu dans ce monde ici-bas; qui pourra prédire quelles calamités pourraient frapper l'humanité, qui seraient de nature à endommager sérieusement même les fonds les plus solides?

Mais cette instabilité est propre plus ou moins également à tous les capitaux, à toutes les richesses, et elle n'empêche pas que votre science et tous vos efforts tendent à atteindre le plus haut degré de solidité pour les fonds qui sont amassés pour couvrir, sans risque anormal, les risques spéciaux contre lesquels on demande la protection de l'assurance,

Je ne veux pas énumérer toutes les difficultés qui se présentent

à vos pas. Vous-mêmes, Messieurs, êtes les seuls compétents pour les évaluer exactement selon leur importance.

Je passe en silence l'éducation individuelle, dont, malgré l'universalité du besoin, vos agents sont forcés de se charger pour exhorter les intéressés à ne pas laisser passer le bon moment pour prendre part à l'assurance; je ne parle pas des frais inévitables mais quelquefois pénibles dont le budget d'une assurance se trouve chargé et qu'il faut s'efforcer de tenir dans des limites convenables.

Mais il y a un danger spécial qui réclame l'attention des gouvernements. C'est la concurrence, stimulant d'un côté, mais néanmoins un danger si elle est lâchée sans le moindre frein.

Le champ de chasse bien étendu et plein de gibier attire quantité de chasseurs et de maraudeurs. Il y a des institutions qui aiment recueillir les primes, sans offrir la solidité requise, et il faut tâcher de fournir au public quelques garanties contre ce danger. C'est l'intérêt non seulement du public mais aussi des bonnes et solides institutions, de l'assurance elle-même. Car la déconfiture d'une société d'assurances est une catastrophe qui décourage les intéressés. Il y a une grande différence d'opinion sur la mesure dans laquelle et la méthode par laquelle le gouvernement doit s'en mêler. Ayant préparé un projet de loi qui vient d'être présenté aux Etats-Généraux, j'ai rencontré cette divergence. Mais si peut-être il convient d'éviter le trop, on est d'accord que la législation doit faire quelque chose, et par cela vous comprendrez, Messieurs, tout l'intérêt que le Gouvernement porte à votre œuvre et aux délibérations de ce congrès, qui sans doute fournira bien des élucidations sur la science et la pratique des assurances.

Il y a dans ce congrès-ci quelque chose de particulièrement attrayant. Si en général les congrès internationaux tendent à nourrir le bon vouloir réciproque des différentes nations, cette tendance est d'une double importance pour le vôtre, puisqu'à côté de la concurrence privée il existe dans votre branche une concurrence internationale, les sociétés d'assurances étendant leurs opérations au delà des frontières de leurs pays. Il importe que cette concurrence internationale soit pénétrée d'un esprit mutuel de bienveillance.

Cet esprit de bienveillance, et voilà la circonstance heureuse que je voudrais indiquer, entre dans la nature de la concurrence dans votre branche. C'est-à-dire de la concurrence des bonnes institutions, dont il est question ici. Puisque la déconfiture est

une catastrophe décourageante, toutes les bonnes et solides institutions d'assurances ont un intérêt commun. C'est cet intérêt commun qui vous rendra plus facile la tâche de collaborer pour le développement de votre œuvre, car si l'intelligence et la science sont puissantes, en discorde elles peuvent se déchirer; la concorde fait plus que redoubler leurs forces.

Le Gouvernement de la Reine suivra avec grand intérêt vos délibérations et je vous souhaite que, sous la bénédiction de Dieu, elles soient fertiles et produisent de grands résultats.

*(Applaudissements prolongés).*

Le *Président*: Ich bitte Herrn Geheimrat Dr. ERNST GRUNER das Wort zu ergreifen.

Herr Geheimrat Dr. ERNST GRUNER (Berlin):

*Königliche Hoheit! Hochansehnliche Versammlung!*

Dem soeben eröffneten Kongress habe ich die besten Grüsse und Wünsche zu übermitteln namens der deutschen Reichsregierung und insbesondere auch namens Seiner Excellenz des Herrn Staatssekretärs des Innern, Herrn DELBRÜCK, der das ihm übertragene Ehren-Vize-Presidium dieses Kongresses dankbar begrüsst hat.

Welche hohe Bedeutung die deutsche Reichsverwaltung der Versicherungs-Wissenschaft und den ihrer Pflege dienenden internationalen Kongressen beimisst, das ist wiederholt bei früheren Kongressen ausgesprochen worden und namentlich auch im Jahre 1906 auf dem Kongresse in Berlin zum Ausdruck gekommen. Inzwischen ist dieses Interesse fort und fort gewachsen. Dabei handelt es sich nicht bloss um eine allgemeine, mehr theoretische Teilnahme, wie sie jeder ernsten und erfolgreichen wissenschaftlichen Betätigung im Dienste des Kulturfortschrittes gebürt, sondern sie ist hier so recht eigentlich herausgewachsen aus der praktischen Beschäftigung mit dem Versicherungswesen selbst.

Seit Jahrzehnten steht im deutschen Reiche die Gesetzgebung und die Verwaltung unter dem Zeichen der Versicherung und damit naturgemäss in engster Fühlung mit der Versicherungs-Wissenschaft und deren Errungenschaften.

Ich darf hier nur kurz erinnern an die Einführung und allmähliche Ausdehnung der deutschen Arbeiter- und Sozialversicherung, die für viele Millionen von Menschen eine segensreiche bis dahin ungeahnte Hebung ihrer materiellen und sittlichen Lage bedeutet. Keine Gesetzgebung und keine Verwaltung hätte die ungeheure Verantwortung für diese tief in das Volks- und Wirtschaftsleben eingreifenden Massnahmen zu ertragen vermocht, wenn nicht eine auf der Höhe dieser Aufgaben stehende Versicherungs-Wissenschaft uns gelehrt hätte, die Wirkungen dieser kühnen Massnahmen mit hinreichender Sicherheit vor auszuberechnen und abzumessen.

Was nun aber die praktische Beschäftigung der deutschen Reichsverwaltung mit dem hochentwickelten und vielgestaltigen privaten Versicherungswesen angeht, so wäre es vor Allem für die mit der Aufsichtführung betrauten Reichsbehörde, der ich vorstehe, ein Ding der Unmöglichkeit gewesen, die Bedeutung der Versicherungs-Wissenschaft nicht in vollem Masse zu erfassen und anzuerkennen. Täglich, ja stündlich müssen wir uns bei ihr Rat erholen, uns ihrer Führung anvertrauen und uns von ihrer Unersetzlichkeit überzeugen.

An der Hand einer reichen Erfahrung sind wir aber auch mehr und mehr in der Überzeugung bestärkt worden, dass, wie das Versicherungswesen in der Praxis am Besten gedeiht und fortschreitend sich vervollkommenet im internationalen Wettbewerb, so auch eine internationale Pflege der Versicherungs-Wissenschaft notwendig und fruchttragend ist.

Wie unsere deutsche Reichsaufsichtsbehörde niemals daran gedacht hat, den internationalen Wettbewerb auf deutschem Boden durch Prohibitivmassnahmen zu hemmen oder zu erschweren, so hat sie auch stets die unschätzbaren Verdienste der internationalen Kongresse um die Versicherungs-Wissenschaft voll zu würdigen gewusst.

Mit Zuversicht darf auch von dem VII. Internationalen Kongress für Versicherungs-Wissenschaft erwartet werden, dass er, würdig seiner Vorgänger und diesen ebenbürtig, wertvolle und gediegene Arbeit leisten und einen Markstein in der Entwicklung der kräftig vorwärtsschreitenden Versicherungs-Wissenschaft bilden wird.

Dass dieser Kongress gerade hier stattfindet, in einem Lande, das von jeher die Heimat hervorragender Männer der mathematischen Wissenschaften und bis auf den heutigen Tag eine

fruchtbare Pflanzstätte der Versicherungs-Wissenschaft gewesen ist, das dürfen wir als einen Umstand von besonders glücklicher Vorbedeutung begrüßen.

*(Lebhafter Beifall).*

Le *Président*: Ich bitte Herrn CARL RITTER VON RASP das Wort zu ergreifen.

Herr CARL RITTER VON RASP (München):

*Hochverehrter Herr Präsident! Sehr geehrte Herren!*

Namens und im Auftrage des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft habe ich die Ehre dem VII. Internationalen Kongress für Versicherungswissenschaft die wärmsten Grüße zu überbringen. Die gesamte deutsche Privatversicherung in allen ihren Zweigen verfolgt Ihre überaus interessanten und für die Weiterentwicklung des Versicherungswesens so wichtigen Verhandlungen mit der denkbar grössten Aufmerksamkeit. Wir sind gewiss, dass auch dieser VII. Internationale Kongress für Versicherungswissenschaft, zu dem wiederum aus fast allen Ländern der Welt Männer der Versicherungswissenschaft und -Praxis herbeigeeilt sind, um gemeinsam am weiteren Ausbau der Versicherungswissenschaft zu arbeiten, seinen Teilnehmern eine Fülle bedeutender wissenschaftlicher und für die Praxis wertvoller Anregungen übermitteln wird. In dieser Überzeugung schliesse ich mit den aufrichtigsten Glückwünschen für ein erfolgreiches Arbeiten des Kongresses!

*(Lebhafter Beifall).*

Le *Président*: I call upon Mr. FREDERICK SCHOOLING to speak.

Mr. FREDERICK SCHOOLING (London), President of the Institute of Actuaries:

*Your Royal Highness! Your Excellencies and Gentlemen!*

It is my privilege and honour to represent the Institute of Actuaries of England at this Congress and I am sure we wish the Congress all success.



When Sir EDWARD GREY was asked by Mr. BEGAULT to send a representative for Great Britain, Sir EDWARD GREY replied that it was not the custom for the English Government to appoint representatives to Congresses, but he referred Mr. BEGAULT to the Institute of Actuaries to supply one, so that in that sense I do feel that I am officially representing Great Britain.

There is one thing that is quite certain, — that there is no Government at the present day which is more interested in Actuarial subjects than the Government of Great Britain. I feel sure that I best promote the interests of the Congress by saying but very few words at this late hour. There are representatives here from Canada, from Australia and from New Zealand, who have shown their interest in this VIIIth International Congress of Actuaries by coming many thousands of miles to attend it. I wish in the name of Greater Britain all success to this Congress, which His Royal Highness has so auspiciously opened.

*(Applause).*

Le *Président*: Ich erteile Herrn Ministerialrat Dr. JULIUS KAAAN das Wort.

Herr Ministerialrat Dr. JULIUS KAAAN (Wien):

*Hochverehrter Herr Präsident, Meine geehrten Herren!*

Namens der österreichischen Regierung, die ich zu vertreten die Ehre habe, und namens der Mathematisch-Statistischen Vereinigung des österreichisch-ungarischen Verbandes der Privat-Versicherungs-Anstalten in Wien, sowie namens der österreichischen Mitglieder dieses Kongresses, erlaube ich mir, Ihnen unsere besten Grüsse zu übermitteln. Alle diejenigen Herren, die vor drei Jahren dem internationalen Versicherungskongress in Wien beigewohnt haben, werden wahrgenommen haben, welch grosses Interesse man in Österreich der Sache entgegenbringt, deren Studium dieser Kongress sich zum Ziele gemacht hat. Dass dieses Interesse und der ernste Wille zur Erreichung des Zieles mitzuarbeiten, ein dauerndes ist, möge man der grossen Anzahl österreichischer Teilnehmer entnehmen, die zur Beteiligung an diesem Kongresse sich in der schönen Stadt Amsterdam eingefunden haben.

Meine geehrten Herren: Sowie der Betrieb der Versicherungs-

gesellschaften ein internationaler ist, so muss auch die Versicherungswissenschaft international sein. Nur aus einer internationalen Gestaltung der Versicherungswissenschaft können die besten und fruchtbarsten Anregungen für ihre Weiterentwicklung hervorgehen. In dieser Überzeugung wollen wir auf holländischem Boden, wo die Versicherungswissenschaft einen hohen Grad der Entwicklung erreicht hat, unsere Arbeit beginnen.

(*Lebhafter Beifall*).

Le *Président*: Je donne la parole à Monsieur F. HANKAR.

M. F. HANKAR (Bruxelles) Directeur Général de la Caisse Générale d'Epargne et de Retraite:

*Altesse Royale, Excellences, Messieurs!*

J'ai l'honneur d'apporter à cette assemblée, en ma qualité de Délégué du Gouvernement belge, les vœux qu'il forme pour le succès du VIIe Congrès International d'Actuaires.

Le programme des travaux si bien compris et l'organisation pratique du début nous donnent la certitude que le congrès qui va s'ouvrir ne sera pas inférieur en résultats heureux aux précédentes réunions.

Parmi les nombreuses et intéressantes questions qui figurent au programme, il en est une qui, dans notre pays, est plus particulièrement à l'ordre du jour; c'est celle qui a trait à l'organisation scientifique des Pensions de vieillesse dans les Administrations publiques.

Ce problème important et complexe peut recevoir de nombreuses solutions et nous avons la ferme conviction que les discussions qui se tiendront ici, auront pour résultat de fixer les conditions d'organisation scientifique les meilleures, soit pour la création de Caisses nouvelles, soit par la réorganisation des Caisses existantes.

Il n'est pas besoin, devant une assemblée composée des sommités actuarielles du monde entier, d'insister sur l'importance des solutions à trouver pour un problème qui doit être examiné, non seulement au point de vue technique, mais aussi, et très particulièrement, au point de vue financier.

Tous ceux qui se sont occupés de cette question au point de

vue pratique, ont observé combien, en général, on est entraîné par les solutions du passé, combien les engagements pris, vis à des agents en fonctions, pèsent sur les décisions à prendre ; aussi pensons-nous que plus que tout autre, la question de l'organisation scientifique des Pensions de vieillesse bénéficiera des discussions et des échanges de vues de ce congrès.

Messieurs, nous nous faisons un agréable devoir de remercier le Comité d'organisation des attentions aimables dont nous nous sentons entourés depuis notre arrivée dans ce pays ami, aussi c'est avec grand plaisir que je joins mes vœux personnels de succès à ceux que je vous exprimais tout à l'heure au nom du Gouvernement belge.

*(Applaudissements prolongés).*

Le *Président* : La parole est à Monsieur le Dr. JOSÉ MALUQUER Y SALVADOR.

M. J. MALUQUER Y SALVADOR (Madrid), Membre de l'Institut des Réformes Sociales :

*Altesse Royale, Excellence, Messieurs,*

Je considère comme un devoir d'indiquer les titres de ma délégation officielle.

J'ai l'honneur de représenter à ce Congrès le Gouvernement Espagnol et l'Institut National de Prévoyance qu'il a créé en harmonie parfaite avec les règles de la science actuarielle et soumis à leur observation stricte. A cet effet, l'avis de spécialistes autorisés fut sollicité : lors de la rédaction du projet de loi, on s'adressa au talent de M. LEPREUX, Président honoraire du Comité Permanent et actuellement l'Institut a recours à la science et à l'expérience de M. LEFRANCQ, secrétaire général du même comité.

Sa Majesté le Roi l'honore personnellement d'une sollicitude attentive, le Gouvernement ne lui marchandé pas son appui, et tous les partis politiques indistinctement sont représentés au sein de son Conseil d'Administration.

Je me réjouis de pouvoir signaler à cette éminente assemblée que le Gouvernement Espagnol a donné de multiples preuves de sa considération pour la science actuarielle en prescrivant, cette année même, l'enseignement élémentaire dans toutes les écoles

publiques nationales, en enrégimentant dans l'armée de la prévoyance les soldats participant à la guerre au Maroc, en organisant un service officiel de surveillance de l'assurance privée à laquelle, avec une grande largeur de vues, il désire laisser une large part d'intervention dans l'oeuvre de la prévoyance.

M. DATO, Président de l'Institut National de Prévoyance et ancien Président de la Chambre des députés, m'a chargé de transmettre au Congrès d'Amsterdam les voeux qu'il forme pour les succès de ses travaux et leur efficacité dans l'aboutissement à la paix sociale universelle.

Comme vous le savez, Monsieur DATO, qui s'est acquis une réputation méritée dans la politique sociale moderne, fut vice-Président d'honneur au Congrès de Paris comme l'est à celui-ci l'éminent diplomate M. GARCIA PRIETO, Marquis de Alhucemas.

Au congrès actuariel de 1900, j'étais le modeste représentant du Ministère de l'Intérieur, comme actuellement j'ai l'honneur d'être le délégué du Ministère des affaires étrangères.

Ces diverses circonstances marquent avec force l'orientation nettement scientifique que prétend imposer le Gouvernement espagnol des problèmes d'assurances.

Il est émouvant de voir comment les travaux de JEAN DE WITT provoqués par un sentiment patriotique, ainsi que vient de le rappeler éloquemment Monsieur le Ministre de l'Intérieur de Hollande, ont servi de point de départ à une science qui aujourd'hui constitue une conquête économique utile à l'humanité entière. Aussi je m'incline avec un respect profond devant la mémoire de l'insigne précurseur hollandais de la science actuarielle, j'adresse à ses éminents continuateurs présents à cet important Congrès le salut sincère du Gouvernement espagnol et en particulier du Ministre des Affaires Etrangères, notre vice-président d'honneur, M. GARCIA PRIETO, et j'exprime le souhait que ses délibérations scientifiques incitent à de nouveaux progrès de l'Economie Sociale.

Enfin je présente mes hommages respectueux à Son Altesse Royale le Prince des Pays-Bas, Duc de Mecklembourg, et au Gouvernement de Sa Majesté la Reine des Pays-Bas, qui ont daigné favoriser le Congrès de leur haut patronage et de leur appui moral.

*(Applaudissements prolongés).*

Le *Président* : Je donne la parole à Monsieur CHASSERIAU.

M. CHASSERIAU, Inspecteur des finances, (Paris):

*Altesse Royale, Messieurs,*

Au nom du Gouvernement français je tiens à remercier les organisateurs du congrès d'avoir bien voulu offrir à un de ses membres le titre de vice-président d'honneur. De tout coeur il a répondu à cette invitation, heureux que celui de ses membres plus particulièrement désigné par ses fonctions, le Ministre du Travail et de la Prévoyance sociale, se trouvât être M. LÉON BOURGEOIS, qui, de sa collaboration à une oeuvre généreuse, a conservé pour ce pays un souvenir si cher.

Si le Gouvernement français a été heureux de se faire représenter officiellement à vos travaux, c'est tout d'abord par profonde déférence pour la haute personnalité sous le patronage de laquelle vous les avez placés. Il désirait en outre apporter son tribut d'hommages à la Hollande, ce pays aux idées fécondes, berceau de la science actuarielle, où elle a poussé depuis lors de si robustes branches. C'est enfin qu'il entendait manifester l'intérêt tout spécial qu'il porte aux questions d'assurance, qui sont à ses yeux une des formes les plus élevées de la prévoyance.

C'est de nous avoir permis de vous apporter ce triple hommage que nous vous sommes, Messieurs, profondément reconnaissants. Nous ne le sommes pas moins de la bienvenue qui vient de nous être adressée ainsi que de l'accueil cordial qui nous était réservé dès notre arrivée dans votre beau pays.

*(Applaudissements prolongés).*

Le *Président* : Ich erteile dem Herrn MIJALKOVITCH das Wort.

Herr DIM. I. MIJALKOVITCH (Belgrad):

*Eure Königliche Hoheit! Meine hochgeschätzten Damen und Herren!*

Gestatten Sie mir, meiner Genugtuung darüber Ausdruck zu geben, dass mir die besondere Ehre zuteil wurde, den VII. Internationalen Kongress für Versicherungs-Wissenschaft im Namen und Auftrage

der kgl. serbischen Regierung begrüssen und dem aufrichtigen Danke für die Einladung zu demselben Ausdruck geben zu können.

Der mächtige Aufschwung, den die Versicherung und zwar sowohl die private als auch die öffentliche, genommen, hat allenthalben den hohen Wert und die grosse sozialpolitische Bedeutung, die dem Versicherungswesen beizumessen ist, klar gemacht. Auch mein Vaterland Serbien verfolgt die Fortschritte des Versicherungswesens mit der grössten Aufmerksamkeit und erhofft von demselben die Lösung vielfacher Fragen sozialpolitischer Natur; es bringt daher den Arbeiten des hier auf dem klassischen Boden der Assekuranz versammelten VII. Internationalen Kongresses für Versicherungs-Wissenschaft das grösste Interesse entgegen, zumal die für die Diskussionen und Referate ausgewählten Themen, sowie die Beteiligung so hervorragender Fachmänner und illustrier Gelehrter, die Lösung wichtiger praktischer Probleme durch die Wissenschaft mit Sicherheit erwarten lässt.

Und so bitte ich, im Namen der kgl. serbischen Regierung und im eigenen dem lebhaften Wunsche Ausdruck geben zu dürfen, dass die Beratungen des VII. Internationalen Kongresses für Versicherungs-Wissenschaft von bestem Erfolge begleitet sein und dass dessen Arbeiten einen wichtigen Fortschritt für die Versicherungs-Wissenschaft bedeuten mögen.

*(Lebhafter Beifall).*

Le *Président*: Ich bitte Herrn Prof. Dr. MOSER das Wort zu ergreifen.

Herr Prof. Dr. CHRISTIAN MOSER (Bern):

*Herr Präsident, hochgeehrte Versammlung, liebe Kollegen und Freunde!*

Im Namen der schweizerischen Regierung und des Eidgenössischen Versicherungsamtes in Bern sowie im Namen und Auftrage meiner hier anwesenden Landsleute aus der Schweiz habe ich die hohe Ehre, Ihnen, aus unseren Bergen, einen berglichen Gruss zu überbringen. Er gilt dem Kongresse, er gilt aber auch dem soliden, fleissigen, intelligenten und so sympathischen Volke der Niederlande.

Die Schweiz und die Niederlande haben beide eine alte Geschichte und sind von gesinnungsverwandten Völkern bewohnt, die im



Laufe der Jahrhunderte gar manchmal dieselben Leidens-, aber auch dieselben Freudenmomente durchlebten.

Was aber die Versicherungswissenschaft speziell anbetrifft, so wissen wir uns hier, in den Niederlanden, auf geradezu klassischem Boden, hier, wo so viele ihrer ersten und ausgezeichnetsten Vertreter gelebt und gewirkt haben. Vergessen wir nicht, dass für alle Versicherungswissenschaft gerade die Mathematik den festen Halt bietet, vergessen wir nicht, dass die Versicherungswissenschaft, wie die Naturwissenschaft, sich auf der durch die Erfahrung erlangten Überzeugung von der unverbrüchlichen Gesetzmässigkeit allen Geschehens aufbaut. Gerade zu dieser Erkenntnis haben die Niederlande wesentlich beigetragen. Ja, man kann sagen, dass kein anderes Land, wenn wir die Grösse des Landes in Anschlag bringen, verhältnismässig so viel zur Begründung und zur Förderung der Versicherungswissenschaft getan hat, wie die Niederlande.

Deshalb haben sich die Vertreter so vieler Staaten, die Delegierten so mancher Vereinigungen und Gesellschaften, haben sich so viele Männer, die, wenn auch keinem speziellen Auftrage, so doch dem Zuge ihres Herzens gefolgt sind, heute hier in Amsterdam gerne und mit Freuden zusammengefunden.

#### *Mesdames et Messieurs.*

Avant de terminer, je suis heureux de faire encore au Comité Permanent de nos Congrès et au VII<sup>e</sup> Congrès international d'actuaire une communication qui peut vous intéresser.

Vous savez qu'à la séance d'ouverture de votre dernière réunion, à Vienne, il a été décidé de contribuer pour une belle somme d'argent à la publication d'une édition complète des oeuvres de LÉONHARD EULER, publication dont l'initiative a été prise par la Société Helvétique des Sciences naturelles. La commission qui préside à cette grande entreprise, et dont j'ai l'honneur de faire partie, a accueilli votre libéralité avec une vive satisfaction et comme un encouragement à persister dans la tâche qu'elle avait assumée.

Aujourd'hui, venant de Suisse, de la patrie d'EULER, j'ai le plaisir de vous annoncer que la publication des travaux du grand savant se poursuit avec ardeur, et que les 5 premiers tomes ont déjà paru. L'édition complète comprendra vraisemblablement 45 forts volumes et il y a tout lieu d'espérer que ce monument de la science soit érigé dans un avenir pas trop éloigné.

J'achève en complimentant et en remerciant, à mon tour, le Comité d'organisation néerlandais pour les soins qu'il a apportés dans la préparation du VII<sup>e</sup> Congrès et en formant tous mes vœux pour qu'il voie ses efforts couronnés d'un plein succès.

*(Applaudissements).*

*Le Président :* La parole est à Monsieur GUSTAVE D'EMICH.

M. GUSTAVE D'EMICH, conseiller au ministère du commerce, (Budapest):

*Altesse Royale, Excellences, Messieurs!*

Au nom du Gouvernement Royal de la Hongrie je remercie son Excellence M. le Ministre de l'Intérieur de ce Pays, ainsi que M. le Président de ce congrès des souhaits de bienvenue qu'ils ont formulés tout à l'heure. Je remercie aussi, M. le Président, le comité d'organisation de l'accueil particulièrement bienveillant qu'il a bien voulu réserver aux délégués officiels.

J'ai l'honneur d'apporter à cette assemblée illustre les vœux que forme le Gouvernement de la Hongrie pour la complète réussite du congrès qui vient de s'ouvrir.

Le Gouvernement de la Hongrie souhaite le plus vivement que les délibérations de ce congrès aboutissent à l'éclaircissement envisagé de toutes les questions, mises à l'ordre du jour, de sorte que le résultat obtenu puisse fournir la base scientifique indispensable à une bonne solution des problèmes que les législations ont encore à résoudre. Notre Gouvernement espère que ce congrès, non seulement pour la science pure mais aussi pour la pratique, aboutisse à la haute portée des congrès d'actuels antérieurs.

*(Applaudissements).*

*Le Président :* Je donne la parole à Monsieur ORDINE.

M. SERGE ORDINE (St. Pétersbourg):

*Altesse Royale, Excellences, Messieurs!*

Je suis heureux d'avoir la chance en qualité de premier délégué officiel du gouvernement russe d'être le messenger qui a l'honneur

d'apporter au VII<sup>e</sup> congrès international d'actuares les plus sincères salutations du Gouvernement Impérial.

Les délégués ici présents des différents Ministères et Directions russes, la délégation spéciale de la Société pour les études sur les questions d'assurances, aussi bien que les nombreux représentants des entreprises privées, anonymes et mutuelles, font preuve d'un intérêt tout à fait exceptionnel que ces institutions portent aux questions qui font l'objet des occupations du congrès. Il est donc bien naturel que je me permets de joindre aux sentiments d'un profond respect et d'admiration pour cette éminente assemblée un souhait chaleureux pour le succès de ses nobles études scientifiques.

Vivat, crescat, floreat le VII<sup>e</sup> Congrès International d'actuares !

(*Applaudissements*).

Le *Président* : Messieurs, j'ai encore quelques communications à faire.

Ont daigné accepter le titre de vice-président d'honneur du Congrès :

pour l'Allemagne : Son Excellence le docteur DELBRÜCK, Secrétaire d'Etat du Département Impérial de l'Intérieur ;

pour l'Autriche : M. le docteur Baron CHARLES HEINOLD DE UDYNSKI, Ministre de l'Intérieur ;

pour l'Espagne : M. GARCIA PRIETO, Ministre d'Etat ;

pour les Etats-Unis d'Amérique : M. LLOYD BRYCE, Ministre à la Haye, et M. le Secrétaire du Commerce et du Travail à Washington ;

pour la France : M. L. BOURGEOIS, Ministre du Travail et de la Prévoyance ;

pour la Hongrie : M. KÁLMÁN DE KISÁCS E DE SZENTÁNDRÁSZ, Secrétaire d'Etat au Ministère du Commerce ;

pour le Japon : le Ministre de l'Agriculture et du Commerce ;

pour la Norvège : M. Fr. L. KONOW, Ministre des Finances ;

pour la Suède : M. Axel SCHOTTE, Ministre de l'Intérieur.

Les représentants des divers pays ont désigné comme vice-présidents et secrétaires :

## Vice-présidents :

## Secrétaires :

Allemagne..	CARL RITTER VON RASP.	Prof. Dr. MANES.
Angleterre..	FR. SCHOOLING.	ERNEST WOODS.
Autriche....	Prof. Dr. E. BLASCHKE.	Dr. A. STEINMASZLER.
Belgique ...	F. HANKAR.	E. LEFRANCQ.
Ecosse .....	GORDON DOUGLAS.	GEO C. STENHOUSE.
Etats-Unis..	W. C. MACDONALD.	ARTHUR HUNTER.
Danemark ..	Dr. J. P. GRAM.	Dr. L. IVERSEN.
France .....	LÉON MARIE.	ALB. QUIQUET.
Hongrie ....	Prof. Dr. KARL GOLDZHIER.	EM. POLL.
Norvège ...	Dr. A. GULDBERG.	N. G. HOLTSMARK.
Russie .....	SERGE DE SAVITCH.	I. SCHETALOFF.
Suisse .....	Prof. Dr. CHR. MOSER.	J. RIEM.
Suède .....	SVEN PALME.	Dr. D. F. LUNDGREN.
Autres pays.	Dr. J. MALUQUER Y	J. HUNEES.
	SALVADOR.	

Le Congrès a reçu les dons suivants :

De la »Mathematisch-Statistische Vereinigung des Österreichisch-ungarischen Verbandes des Privat-Versicherungs-Anstalten« à Vienne un numéro en 500 ex. des »Versicherungswissenschaftliche Mitteilungen« (7 Band, 3 Heft).

De M. le docteur M. LEIMDÖRFER à Vienne : »Das österreichisch-Ungarische Versicherungswesen im Jahre 1911«, en 500 ex.

De M. J. N. GUSELEFF à Sofia : »Exposé d'une nouvelle méthode pour le calcul des primes et de réserves concernant les assurances sur la vie humaine« en 60 ex.

De la Société Générale Néerlandaise des Assurances sur la vie et de Rentes Viagères (Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente) à Amsterdam : »Les Oeuvres de Nicolas Struyck« en 500 ex.

De M. W. Wiebes Leemans à Amsterdam le numéro du premier septembre 1912 de »Het Verzekeringsblad voor Nederland en België« en 500 ex.

De M. le Professeur Dr. A. J. VAN PESCH à Amsterdam »Annexe au Neuvième Recensement décennal du Royaume des Pays-Bas ; Tables de mortalité déduites des données de la période 1900—1909«.

De M. LEWIS A. ANDERSON à Madison »The Record« publié par l'American Institute of Actuaries.

De M. CONSTANTIN NOSKE, Secrétaire Général du VI<sup>e</sup> Congrès International d'Actuaires à Vienne, un magnifique album, contenant 150 photographies de membres ayant assisté au Congrès de Vienne.

De M. BEERENDS rédacteur du «Mentor» à Amsterdam une belle couronne.

Je prie MM. les membres du Congrès qui voudront prendre part à la discussion sur le premier thème de notre programme de me faire connaître leurs noms avant que la séance sera réouverte.

Maintenant je veux suspendre la séance pour une vingtaine de minutes. Après on commencera à traiter le premier thème.

Son Altesse Royale le Prince des Pays-Bas a donné sa permission que le congrès sera photographié. Je prie MM. les membres de rester un moment en place, afin que la photographie puisse réussir.

La séance est suspendue et réouverte à 12 h. 40.

Est à l'ordre du jour la délibération sur la question «La réassurance dans l'assurance-vie».

Le *Président* : Je donne la parole à M. le docteur PARAIRA, rapporteur-général.

M. le DR. M. C. PARAIRA, Rapporteur Général (Amsterdam) :

*Monsieur le Président, Messieurs !*

La première des questions proposées au VII<sup>e</sup> congrès, concernant la réassurance dans l'assurance-vie, a été traitée dans sept rapports par M. L. FRANÇOIS, à Bruxelles, M. E. BAZIN, à Barcelone, M. A. MANILÈVE, à Paris, M. J. S. B. WILSON, à Edimbourg, M. B. MEIDELL, à Christiania, M. D. P. MOLL, à la Haye et M. S. DE SAVITCH, à St. Pétersbourg.

La question se compose de trois parties :

- a. Méthodes de réassurance usitées dans les divers pays ;
- b. le Plein des assurances ;
- c. l'Expérience des Compagnies sur la valeur des affaires de réassurance et de rétrocession, comparées entre elles et avec les affaires directes.

Je crois bien faire en réunissant ce qui a été écrit dans les divers rapports sur chacune de ces parties séparément.

La première partie, les méthodes de réassurance, est discutée dans tous les rapports, excepté dans celui de M. MEIDELL.

On peut distinguer trois systèmes de réassurance. Le plus élémentaire est celui de céder le risque tel qu'on le reçoit. Le second consiste à réassurer chaque année uniquement le capital soumis au risque, et à payer la prime d'une assurance temporaire. Le troisième enfin n'est qu'une modification du premier, le risque étant cédé tel qu'on le reçoit, mais la réserve mathématique étant gardée en total par la compagnie cédante; ce qui réduit le premier système pratiquement au second. Il en diffère pourtant en ce que le réassureur intervient dans les bénéfices provenant des annulations et des rachats, ce qui n'est pas le cas là où l'on suit le second système.

Presque partout on a commencé par suivre le premier système qui est encore en usage en Angleterre, en France pour les compagnies françaises entre elles et en Espagne pour les réassurances conclues avant 1909. Le troisième système est suivi en France pour les réassurances cédées à des compagnies non régistrées, en Espagne pour celles conclues après 1909 et en Russie en général. Pour la plupart l'introduction de ce système s'est faite par suite des règles imposées par la loi qui veut que la compagnie cédante garde elle-même le contrôle de la totalité de la réserve mathématique. A la vérité on pourrait à ce but appliquer le second système, mais on y perdrait plusieurs avantages de simplicité dans l'exécution. Ceci est amplement démontré dans le rapport de M. FRANÇOIS.

Les Pays-Bas semblent occuper une position quelque peu exceptionnelle en tant que les Compagnies ont pour la plupart des contrats, quelquefois obligatoires, avec des compagnies de réassurance étrangères, principalement allemandes, qui reçoivent et rendent en rétrocession une quantité considérable de polices. Le système suivi est presque toujours le troisième. Entre elles les Compagnies néerlandaises appliquent en général le système de simple division du risque.

Les rapports de MM. BAZIN, MANILÈVE et WILSON contiennent des détails intéressants sur les formes des contrats de réassurance en usage respectivement en Espagne, en France et en Angleterre. Comme on pouvait s'y attendre, la différence n'est pas de grande importance.

La seconde partie a pour titre „le plein des assurances”. MM. FRANÇOIS et MEIDELL ont traité la théorie mathématique du plein. Il n'est guère possible et il me semble aussi superflu



d'en donner ici un résumé. Tous les deux ont examiné la conclusion de LANDRÉ que la valeur du plein est égale au double de la somme assurée pour le cas d'assurances souscrites pour le même capital et sur base du même âge d'entrée et ont cherché à l'étendre aux cas où les sommes assurées sur des têtes de même âge sont différentes et où les âges diffèrent. M. FRANÇOIS trouve que le double du risque moyen est toujours une valeur approximative du maximum qu'une compagnie puisse accepter, mais que, quoique faiblement, ce minimum diminue un peu quand l'âge d'entrée augmente.

M. MEIDELL représente par la fonction continue  $f(x)$  le nombre de personnes assurées pour le même capital  $x$  et obtient une formule pour le maximum d'un ensemble de capitaux différents et d'âges différents. Il conclut que le plein théorique dépasse toujours le double de la moyenne des sommes assurées, mais qu'en général cette valeur peut être considérée comme une limite approximative du plein. Ensuite il déduit la condition à remplir pour que le maximum soit égal au capital le plus grand assuré par la compagnie, ce qu'il considère comme la répartition la plus naturelle des capitaux.

Dans les cinq autres rapports et aussi dans celui de M. FRANÇOIS, le plein est considéré du côté pratique. Tout en convenant que la théorie mathématique puisse donner une indication d'une limite, on a partout fixé le chiffre du plein à la suite de l'expérience, sans se donner la peine de calculer le plein théorique. En effet, on aurait dû séparer les diverses sortes d'assurances. D'abord le capital soumis au risque change avec la durée du contrat, d'une façon tout à fait différente par exemple, pour une assurance mixte, ou une assurance de survie. Puis il paraît, comme le remarque M. WILSON, que le taux de mortalité diminue lorsque le taux de prime augmente. D'autre part les annuités devront être traitées à part. Par conséquent on obtiendrait plusieurs chiffres différents, dont l'effet d'ensemble devrait être comparé à la condition dans laquelle se trouve la compagnie. La fluctuation des pertes qu'une compagnie peut supporter dépend en grande partie des chargements de primes disponibles et des réserves spéciales qu'elle a constituées. Encore faudra-t-il tenir compte de la classe dans laquelle la compagnie trouve sa clientèle, pour les polices qui s'approchent du plein, parce que les résultats peuvent être très différents, selon qu'une police est conclue seulement par prévoyance, ou comme garantie d'une opération financière.

M. MOLL a calculé pour deux compagnies fictives de diverse importance l'effet de la réassurance pour diverses valeurs du plein. Il en conclut que la réassurance est seulement nécessaire pour les petites compagnies et que pour arriver à une stabilité de résultats financiers il vaut mieux ne pas recourir à la réassurance, mais former des fonds de réserve spéciaux.

Il me semble pourtant que, toute compagnie devant nécessairement commencer par être petite, ceci revient à une augmentation graduelle du plein, à mesure que la compagnie réussit dans la formation de réserves spéciaux.

Parvenu à la troisième partie, je veux commencer par remarquer que celle-ci a été le but principal dans lequel la question a été posée. M. MOLL dit dans son rapport : „Tandisque les réassurances directes échangées parmi les compagnies hollandaises donnent des résultats financiers satisfaisants, c'est l'opinion quasi-générale en Hollande que les rétrocessions étrangères soient de nature spéculative et peu durable. Cette opinion cependant n'est pas basée sur des enquêtes faites à cet égard".

Eh bien, c'est précisément une telle enquête que nous désirions provoquer. Mais le résultat est bien loin de satisfaire à nos espérances.

MM. FRANÇOIS et BAZIN se déclarent dans l'impossibilité de répondre à cette partie de la question, par défaut de matériel statistique.

M. MANILÈVE n'a pu examiner d'un peu plus près qu'une seule compagnie et encore seulement faire la comparaison des affaires directes (y compris les réassurances acceptées) avec les réassurances cédées pendant une dizaine d'années. Les résiliations ne différaient pas beaucoup, mais les résultats financiers et les sinistres montraient des écarts nombreux et très variables, provenant le plus souvent de sinistres correspondant à de très grosses affaires. Il relève en outre une autre source de dommage pour les réassureurs, qui provient moins du côté des assurés que de celui des assureurs. La concurrence des compagnies a mené à l'abus que lorsqu'une grosse affaire se présente, le proposant obtient une remise de commission considérable. Après le temps, nécessaire pour obtenir une valeur de réduction, l'assuré quitte son premier assureur et va à côté; l'adjudication recommence et ainsi de suite. La réassurance devra renouveler le payement de la commission aussi souvent que l'assuré changera de compagnie, tandis que d'ordinaire il ne l'aurait payé qu'une fois, comme l'assureur direct.

M. WILSON déclare aussi son incompétence à donner une statistique des résultats des réassurances. Pourtant en remarquant que les polices réassurées coïncideront en général avec celles d'une grande importance, il donne un résumé des investigations faites en 1803 en Angleterre et en 1903 en Amérique sur la différence entre les taux de mortalité dans les affaires de faible et celles de grande importance. Elles n'ont donné qu'un résultat très douteux.

M. MOLL a obtenu d'une des compagnies hollandaises la disposition du matériel complet des rétrocessions qu'elle a acceptées. L'examen de ce matériel a abouti, contrairement à l'opinion susmentionnée, à la constatation d'une mortalité très faible.

Les résultats obtenus par deux autres compagnies dans des portefeuilles de rétrocessions beaucoup plus petites, sont l'une favorable, l'autre défavorable.

M. DE SAVITCH enfin donne les résultats obtenus dans les réassurances par trois compagnies russes. Pour la première le rapport de la mortalité réelle à la mortalité calculée est pour la réassurance un peu plus favorable que pour le total. Chez la seconde il est beaucoup plus défavorable, chez la troisième beaucoup plus favorable dans les contrats de réassurance que dans le propre risque. Ici encore aucune conclusion définitive n'a été obtenue.

Messieurs, arrivé au terme de mon résumé, je veux finir par témoigner notre reconnaissance à MM. les rapporteurs qui ont bien voulu répondre à notre appel et, avec M. WILSON, exprimer l'espérance que leurs rapports donneront lieu à une discussion utile et animée.

*(Applaudissements).*

Dr. M. C. PARAIRA, Amsterdam, der General-Berichterstatler für das I. Thema, zählt die eingelangten Referate auf und konstatiert, dass in diesen Arbeiten hauptsächlich 3 Punkte behandelt sind, und zw.:

a. die Methoden der Rückversicherung in den verschiedenen Ländern,

b. das Maximum oder der Selbstbehalt des Erstversicherers,

c. die statistischen und finanziellen Ergebnisse des Rückversicherungs- und Retrozessionsgeschäftes im Vergleiche mit den direkt abgeschlossenen Versicherungen.

Der Referent will versuchen, den Inhalt der Referate für jede dieser 3 Hauptgruppen gesondert darzustellen.

a. Die Methoden der Rückversicherung werden fast in allen Referaten besprochen. Man unterscheidet hauptsächlich 3 Systeme. Das erste, einfachste, besteht darin, einen Teil des Risiko so in Rückversicherung zu geben, wie man es selbst erhalten hat. Nach der zweiten Methode wird alljährlich nur das dem Todesfall-Risiko unterworfenen Kapital versichert und hierfür die Prämie einer temporären Versicherung bezahlt. Das dritte System endlich ist nur eine Modifikation des ersten. Auch hier wird das Risiko zu den Original-Bedingungen rückversichert, nur mit dem Unterschiede, dass die Prämienreserve für die volle Versicherung in den Händen der erstversichernden Gesellschaft verbleibt. Praktisch hat dieses 3. System eine gewisse Verwandtschaft mit dem ersten. Es unterscheidet sich jedoch dadurch, dass bei dem 3. System der Rückversicherer an allen Gewinnquellen, insbesondere auch an dem Stornogewinne, teilnimmt.

Das erste System ist historisch das älteste. Es gilt heute noch in England, in Frankreich für den Verkehr der französischen Gesellschaften unter einander und in Spanien für die bis 1909 abgeschlossenen Rückversicherungen. Das dritte System gilt in Frankreich im Verkehre mit den *nicht* nach dem dortigen Aufsichtsgesetze registrierten Gesellschaften, in Spanien für die Rückversicherungen seit 1909 und in Russland im allgemeinen. Das dritte System ist auch dasjenige, welches durch die modernen Aufsichtsgesetze verschiedener Staaten begünstigt wird. Das zweite System wird wegen seiner komplizierten Handhabung in der Praxis nur selten verwendet. In einer Reihe von Referaten werden interessante Details über die üblichen Rückversicherungs-Verträge mitgeteilt;

b. Die Frage des Maximums wird seitens einiger Autoren theoretisch erörtert, wobei — ganz allgemein gesprochen — das Doppelte des aus dem gesamten Versicherungsbestande der Gesellschaft abgeleiteten mittleren Risiko als eine brauchbare Grundlage für die Bemessung des Selbstbehaltes angesehen wird. Bei der praktischen Erörterung der Frage muss man nicht nur nach dem Alter, dem Tarife und der Höhe der Versicherungssumme unterscheiden, sondern man muss auch als sehr wichtige Faktoren für die Feststellung des Selbstbehalts den Umfang des gesamten Versicherungsbestandes einer Gesellschaft und die durchschnittliche

Versicherungssumme berücksichtigen. Berechnet man das Maximum für eine grosse und für eine kleine Gesellschaft, so ergeben sich ganz kolossale Unterschiede, welche zeigen, wie sehr es auf die Höhe des gesamten Versicherungsbestandes ankommt. Selbstverständlich spielen auch die Sicherheitsfonds und namentlich die besonderen Fonds für Sterblichkeitsschwankungen eine wichtige Rolle. Im allgemeinen kann man sagen, dass mit der Entwicklung der Reserven und dem Anwachsen des Versicherungsstockes einer Gesellschaft auch eine graduelle Erhöhung des Selbstbehalts Hand in Hand geben soll.

c. Zum dritten Punkte ergibt sich aus den Referaten, dass die Beurteilung der finanziellen Ergebnisse des Rückversicherungsgeschäftes eine sehr divergierende ist. Statistische Untersuchungen über diesen Gegenstand wären sehr wünschenswert, es lässt sich jedoch hiefür aus den vorliegenden Referaten kein ausreichendes Material gewinnen. Einige Autoren erklären ausdrücklich, dass ihnen solches Material nicht zur Verfügung steht. Ein anderer weist darauf hin, dass die Ergebnisse der Sterblichkeit namentlich bei sehr grossen Versicherungen ziemlich weitgehenden Schwankungen unterliegen und dass auch die sogen. Aussparungen, d. h. das Überführen von Versicherungen einer Gesellschaft zu einer andern erhebliche Verluste zur Folge haben. Auch die Untersuchungen über die Unterschiede der Sterblichkeit bei grossen und bei kleinen Versicherungen liefern keine übereinstimmenden Ergebnisse; dasselbe gilt von den Vergleichen zwischen den Ergebnissen des indirekten und des direkten Geschäftes.

Der Berichterstatter dankt schliesslich allen Referenten für ihre interessanten Ausführungen.

Dr. M. C. PARAIRA, Amsterdam, the general referent for the first subject under discussion, gave an abstract of the reports submitted by members of the different countries and stated that three principal questions have been examined, i.e.:

- a. the methods of reassurance in the different countries,
- b. the limits of the maximum (retention) of the direct insurer,
- c. the statistical and financial results of reassurance business if compared with those of direct assurances.

The general referent proposed to deal separately with each of the said three questions.

- a. The methods of reassurance are explained in nearly all



reports. There are three different methods to be considered. According to the first system, the principal office has to reassure a portion of its risks at the conditions of the original policies. The second system provides to confine reassurance from year to year to the amount of capital at risk, and to pay to the reinsurer the premium of a temporary policy. The third system finally seems to be, from a theoretical standpoint, but a slight modification of the first.

It maintains equally the principle of reassuring risks at their original conditions with the modification only that the full premium reserves (including the reserve of the reassured portion) must be accumulated by the direct insurer. Consequently, the reinsuring Company has to deposit yearly with the direct insurer the amount corresponding to the increase of the premium reserve. Practically the third system seems to be rather similar to the second, but it differs from the latter by the very important fact that — according to the third system the reinsuring office has the full opportunity of participating in all sources of profits, including also profits from cancellments.

The first system is the oldest. It is still practically used in England, in France, in so far as registered Companies (according to the new law of supervision) are concerned, and in Spain for reassurances effected before 1909. The third system finds its place in France for reassurances among registered and non-registered Companies, in Spain for cessions given away after the year 1909; it is generally used by Russian Companies. It is also the third system which is favoured by the recent supervision laws of several countries. The second system, on account of rather complicated machinery, has not been very much used in practice. Some reports give interesting particulars with regard to the usual clauses of reinsurance contracts.

*b.* The question of retention limits has been discussed theoretically by several authors; in general the double of the mean risk derived from the whole insurance stock is considered as an admissible basis for calculation of maxima. From the standpoint of a practical consideration it is necessary to distinguish not only according to the age, to the tariff and to the insured amount, but also to consider as a very important factor the total amount of the insurance stock of a Company and the average of insured amount per policy. If calculating the maximum



under the same circumstances for a large and for a small Company, we find very considerable divergencies showing the great influence of the total insured amount. Of course, the amount of reserve funds and particularly of special funds for mortality fluctuations is an equally important factor. Generally it may be said that an increase of retention limits may reasonably be performed gradually with the development of the insurance stock and with the growth of security funds.

c. With regard to the third question under discussion, it is to be seen from the reports that the financial results of the reinsurance business are judged in a very different way. Statistical inquiries on the subject would be very desirable, but it is scarcely possible to deduce sufficient data from the reports submitted to the congress. Some referents stated expressively that statistical data have not been available to a satisfactory extent, some other pointed out that the results of mortality, especially in the case of very high insured amounts show considerable fluctuations. As an interesting particular is to be noticed that the very frequent abuse of transporting large policies from one Company to another has caused very serious expenses to the large reinsurance offices. It is easy to be understood that the agents may often endeavour to induce policy holders of one Company to cancel their contracts and to replace them by policies of another Company. It would be very desirable that such abusive tendencies might be prevented by mutual understanding of the direct insuring Companies, in their own interest as well as in that of the reinsuring offices which under the present circumstances are obliged to pay every year a new commission for the same policy.

The attempts of making inquiries on the results of mortality in the case of large policies on the one side and small policies on the other are still far from allowing a definite judgement. The same experiences are made if comparing the results of direct and indirect business.

The general referent finally presented to all authors the warmest thanks for their interesting communications.

*Le Président :* Messieurs, avant d'ouvrir la discussion j'ai l'honneur de saluer Messieurs VAN TIENHOVEN et VAN EEGHEN, présidents d'honneur du Congrès, qui viennent d'arriver dans la salle.

J'ouvre maintenant la discussion.

Ich bitte Herrn CARL BURRAU das Wort zu ergreifen.

Dr. CARL BURRAU, (Kopenhagen):

*Meine Herren!*

In den übrigens so wertvollen Denkschriften betreffs der Rückversicherung in der Lebensversicherung, welche uns als Bd. I der Kongressschriften in den Händen gekommen sind, scheint mir insofern eine kleine Lücke zu sein, als nirgends die geringste Andeutung von einer gewissen Rückversicherungspraxis, die jedoch in nicht unbedeutendem Umfange betrieben wird, zum Ausdruck gekommen ist. Ich denke hier an die *Quote-Rückversicherung*. Die Ursache des vollständigen Uebergehens dieser Form für Rückversicherung in den genannten Schriften ist vielleicht darin zu suchen, dass dieselbe keine Veranlassung zur *wissenschaftlichen* Erwägungen im eigentlichen Sinne dieses Wortes geben. Es scheint mir jedoch, dass deren starkes Eingreifen in die Praxis diese Rückversicherungsform zu einer gewissen Aufmerksamkeit seitens des Kongresses berechtigt, besonders weil dieselbe von gewissen Seiten ziemlich kritisiert worden, als eine Abweichung von den »reinen Linien« angesehen, ja ihre Legitimität sogar in Frage gestellt ist. Als ein Factum steht sie indessen da, und als solche einiger Aufmerksamkeit seitens des Kongresses würdig.

Man könnte nun leicht zugeben, dass aus der Praxis solche Formen für die Quote-Rückversicherung bekannt sind, welche als illegitim oder doch jedenfalls als höchst unsympathisch bezeichnet werden können. Beispiel: Eine ausländische Gesellschaft, die unter eigenem Namen keine besondere Aussicht zum Erfolg in einem Nachbarlande haben würde, finanziert in diesem Lande die Gründung einer nationalen Gesellschaft unter einem in diesem Land stark national klingenden Namen, verschafft sich angesehene (jedoch nicht sachverständige) einheimische Personen als Mitglieder der Verwaltung und kontrahiert mit der neuen Gesellschaft eine 50-percentige oder etwa höhere Quote und zwar auf Ewigkeit oder doch sehr lange Zeit. Es liegt hier ein Versuch vor, die Einwohner des Landes hinter das Licht zu führen, welcher nicht geeignet ist, die Sympathie zu wecken.

Es scheint mir jedoch nicht angemessen, deshalb über die ganze Quote-Rückversicherung den Stab zu brechen, und ich erlaube mir im Folgenden zwei Beispiele legitimer und nützlicher Quote-

Rückversicherung vorzuführen, welche beide innerhalb Skandinavien *in praxi* vorgefallen sind:

1) Eine Gesellschaft hat, vor der gesetzlichen Regelung der Lebensversicherung, sich eine gute Organisation verschafft, durch welche eine im Verhältniss zur Grösse des Landes respektable jährliche Versicherungssumme abgeschlossen wird. Ihre Methode zur Berechnung der Prämienreserve ist eine völlig wissenschaftliche legitime Abart der Zillmermethode. In dem Lande wird nun ein Gesetz erlassen, welches die Nettomethode als einzig berechnete darstellt oder jedenfalls diese Methode dermassen vorzieht, dass die Gesellschaft ihrer Stellung wegen selbst diese Methode anzuwenden wünscht anstatt der bisher benutzten. Eine Durchführung dieser Methode unter Aufrechterhalten der »reinen Linien« hätte nun eine Reduktion der Produktion und dadurch eine Zersplitterung der mit Aufwand von grossen Kosten geschaffenen Organisation herbeigeführt. Die Gesellschaft hat es dann vorgezogen, eine Quote der Produktion von den eben verflossenen und einigen wenigen kommenden Jahren zu verkaufen. Hierdurch wurde von der Rückversicherungsgesellschaft eine solche pekuniäre Unterstützung gewonnen, dass die Nettomethode durchgeführt werden konnte unter Beibehaltung der bisherigen Organisation und Jahresproduktion. Nach wenigen Jahren wird die Gesellschaft zweifellos einen passenden Gewinn erzielen können.

2) Das zweite Beispiel ist das folgende: Eine Gesellschaft kann, indem sie sich zu früher entstandenen ökonomischen Strömungen und Stimmungen in dem Lande stützt, die Möglichkeit für *grosse* und *recht billige* Produktion von Versicherungen erreichen, jedoch nur nach Herbeischaffung von bedeutendem Betriebskapital. Es liegt im Charakter der angedeuteten Stimmungen, dass die Gesellschaft notwendiger Weise eine gegenseitige sein muss. Die Form einer Aktiengesellschaft zur Anschaffung des Betriebskapitals ist somit ausgeschlossen. Die Schichten der Bevölkerung, an welche die Gesellschaft sich wenden muss, sind nicht selbst kapitalstark genug, um auf eigener Hand das ganze notwendige Betriebskapital zusammenbringen zu können. Die Banken haben kein Interesse, ihre Mittel in Unternehmungen wie Lebensversicherung anzubringen, wo man mit einer längeren Reihe von Jahren rechnen muss, bevor die Rentabilität gesichert ist. Hier wird ein *wohl abgewägter* Quoten-Vertrag mit einer finanziell einflussreichen Rückversicherungsgesellschaft vollständig auf dem Platz sein, und die Gesellschaft,

dessen Aktuar ich die Ehre zu sein habe, giebt eben ein Beispiel der oben geschilderten Verhältnisse ab. Die ökonomische Bewegung, die hier im Dienste der Lebensversicherung genommen wird, ist die speziell dänische »Andelsbevægelse« d. h. Anteils-, Genossenschafts- oder kooperative Bewegung. Innerhalb dieser spielt die »Selvstyre« d. h. die Autonomie oder Selbstverwaltung der Anteilhaber (hier die Versicherten) eine solche Rolle, dass die Benutzung der gegenseitigen Form unter prinzipieller Ausschliessung jeder Teilnahme in der Leitung der Gesellschaft seitens des Betriebskapitals die einzige war, die mit Aussicht auf Erfolg benutzt werden konnte. Die Rückversicherungsgesellschaft hat durch ihre Verbindungen dem Garantiekapital unserer Gesellschaft eine Abrundung aufwärts bis zwei Millionen Kronen bar eingezahltes Kapital herbeigeführt. Dasselbe soll mit durchschnittlich 4,73 % pro anno verzinnt werden, ist aber übrigens ohne Einfluss auf die Leitung der Gesellschaft. Von der Produktion erhält die Rückversicherungsgesellschaft eine Quote von einem Drittel während der ersten zehn Jahren (hiervon sind schon vier verstrichen), gegen reichliche Provisionen (deren kapitalisierter Wert den vollen Wert der Zuschläge sogar übersteigt) d. h. eine Abschlussprovision, welche die Erwerbskosten der Direktversicherer völlig deckt, und ein Inkasso, wodurch mehr als der verhältnismässige Anteil in der inneren Administration gedeckt wird. Es kann deshalb nicht gesagt werden, dass ein Drittel des Verdienstes von den Versicherungen der ersten zehn Jahre abgegeben wird. Es wird in der Tat bedeutend weniger, und wenn erst die 10 Jahre verflossen sind, dann wird der Teil vom Gesamtbestand, welcher im Quote abgegeben ist, sehr schnell abnehmen. Nach wenigen Jahren wird derselbe zu 25 % reduziert sein, und wenn man bedenkt, dass es nicht als unliberal gegen die in Aktiengesellschaften Versicherten angesehen wird, wenn eine Lebensversicherungsgesellschaft ihren Aktionären 25 %, ihren Versicherten 75 % vom Ueberschusse giebt, geht hieraus hervor, dass das in dieser Weise herbeigeschaffene Betriebskapital zur Ausnützung der grossen Produktionsmöglichkeiten sich keinerlei übertriebenen Vorteile ausbedungen hat, dass man vielmehr hier einem Fall von einem wohl abgewägten Quotenvertrag gegenübersteht.

M. BURRAU constate une lacune dans les rapports qui ont été faits sur la réassurance, et il juge le sujet en question assez

intéressant pour appeler sur lui l'attention du Congrès. Il s'agit de la réassurance dite »Quote-Rückversicherung«. L'orateur cite des formes de ce genre de réassurance qui sont loin d'être sympathiques ou légitimes, mais il affirme que dans les pays scandinaves il en est qui méritent l'attention du Congrès. A cet égard il cite les cas suivants :

I. L'exemple d'une société qui, pour le calcul de sa réserve, emploie la méthode ZILLMER, est obligée par la législation de pratiquer une autre méthode. Si elle ne veut pas être forcée de diminuer sa production, elle doit avoir recours à la vente d'une certaine partie de sa production du passé et pendant quelques années de sa production de venir.

II. L'exemple de la société à base coöperative dont l'orateur est l'actuaire. Cette société mutuelle ne peut augmenter son capital comme une société à primes fixes, et, d'autre part, il est possible que la couche de la population à laquelle elle s'adresse ne soit pas prête à fournir un capital. Elle recourt donc à une société de réassurance laquelle — les Banques n'ayant aucun intérêt à fournir du capital — augmente le capital de garantie jusqu'à deux millions de couronnes, contre un intérêt au taux moyen de 4.73 % par an et qui reçoit en outre un tiers de la production pendant dix années — dont quatre sont déjà écoulées. L'orateur pense que dans ces conditions on ne peut reprocher à une société à base mutuelle de faire des affaires avantageuses pour le public, et il estime que, grâce au capital nouveau, on a réalisé une combinaison pratique, tout en conservant l'influence des actionnaires de la société coöperative.

L'orateur a fait imprimer un petit nombre d'exemplaires de sa communication qu'il tient à la disposition de l'assemblée.

Dr. CARL BURRAU, Kopenhagen, said that no reference had been made in any of the Papers to "Quote-Reassurance". Some forms of this method of reinsurance might be regarded as illegitimate: — e. g. a foreign company desirous of working in a neighbouring country founds and finances a national company with a strongly marked national name, obtains as directors persons who are citizens of the country and stipulates for the reinsurance with it of 50 % or perhaps a higher proportion (Quote) of the entire business transacted. Dr. BURRAU, however, pointed out two examples of the legitimate use of "Quote" reinsurance. (1) A company has



established a good organisation which produces a satisfactory return of new business. Its reserves are calculated on the basis of a ZILLMER formula. The legislature now insists upon a net premium method of valuation. To adopt a net premium method of valuation would necessitate a reduction in the new business returns and a consequent shattering of the company's organisation. To avoid this, the company reassures a proportion of its recently concluded and next few years' new business. In return the Reassurance Company would give such pecuniary assistance as would enable the Reassuring Company to adopt the net premium method of valuation whilst still preserving its existing organisation. (2) An existing mutual company, having a large connection, could with the aid of a considerable working capital obtain a considerable new business at a low cost. A well considered "Quote" Reassurance Treaty with a Reassurance Company would enable the mutual company to take full advantage of its favourable situation. Dr. CARL BURRAU then gave the example of his own company, which had obtained from the Reassurance Company a capital sum of upwards of 2,000,000 Kronen on which interest at 4.73 % is paid on the average. Of the New Business the Reassurance Company receives one third during the first 10 years for which it pays a considerable commission, which fully covers the initial expenses of procuring the business and a cash sum towards the general expenses of management. After the first 10 years the proportion reassured is gradually reduced. When it is considered not illiberal for a proprietary company to pay 25 % of its surplus to its shareholders, it is clear that the method of obtaining working capital by means of Quote reinsurance has many advantages.

*Le Président* : A cause de l'heure avancée je propose d'ajourner la discussion à demain matin.

Ainsi est arrêté.

La parole est à Monsieur BAZIN, qui l'a demandée pour faire une question.

M. BAZIN, (Barcelone) :

Ceux d'entre vous qui liraient le rapport relatif à la réassurance en Espagne pourraient être frappés par certaines anomalies de



style qui n'existent pas dans le texte original tel que l'a présenté l'auteur. Il lui serait très agréable que l'on trouvât un moyen pour reparer cette modification de son travail. Un précédent qui présente avec son cas une grande analogie lui a été signalé par M. BELLOM. Il prie ce dernier de vouloir bien indiquer au Congrès ce dont il s'agissait ainsi que la solution intervenue et il réclame pour lui la même faveur.

M. le professeur MAURICE BELLOM, (Paris):

Monsieur le Président! Il s'agit d'une conversation particulière, mais je suis assez loyal pour répéter ici ce que j'ai dit hier soir à M. BAZIN. M. CHEYSSON, au Congrès des Assurances Sociales en 1894 s'est trouvé dans le même cas que M.: par suite d'erreurs typographiques son rapport a été illisible et on l'a réimprimé dans les actes du Congrès. Je crois que pour M. BAZIN la solution ne saurait être absolument la même, parce que son rapport a été distribué, mais il pourra être mentionné dans les procès-verbaux que les documents du Congrès renferment un nouveau texte, qui annule le précédent, rendu illisible par suite d'erreurs typographiques.

*Le Président:* Messieurs! Tout sera mis en œuvre pour donner satisfaction à M. BAZIN.

M. BAZIN, (Barcelone):

*Monsieur le Président!*

Je me déclare entièrement satisfait par la solution que propose M. BELLOM.

*Le Président:*

Si j'ai bien compris, M. BAZIN désire simplement....

M. le professeur MAURICE BELLOM (Paris):

....qu'on réimprime son rapport dans les procès-verbaux ou à la fin, en indiquant que ce nouveau texte annule le premier. Comme le rapport n'est pas très long, cette solution n'entraîne pour le budget du Congrès que le paiement des frais d'impression d'importance réduits.

*Le Président :*

Cela sera fait!

M. BAZIN :

Je vous remercie vivement, Monsieur le Président! <sup>1)</sup>

*La séance est levée.*

### Réception à l'Hôtel de Ville par les Autorités Municipales d'Amsterdam, à 8 h. <sup>1,2</sup> du soir.

Monsieur le Dr. Jonkheer A. RÖELL, Bourgmestre d'Amsterdam, prend la parole et dit :

*Mesdames et Messieurs!*

La Municipalité de la ville d'Amsterdam est très flattée de voir réuni dans la salle des Séances de son Conseil un si grand nombre des Membres du VIIIème Congrès International d'Actuaires et non moins de voir cette réception officielle mise en relief et ensoleillée par la présence fort appréciée de plusieurs dames des Congressistes.

En ma qualité de Bourgmestre, l'honneur m'échoit de vous remercier chaleureusement de l'empressement que vous avez bien voulu mettre à vous rendre à cette réunion et je suis enchanté, que c'est moi, qui puisse vous souhaiter la bienvenue dans notre vieille cité et vous y saluer bien cordialement au nom de mes concitoyens.

C'est en effet une grande faveur pour la ville d'Amsterdam — faveur d'ailleurs à laquelle, comme l'a dit si justement votre Président permanent ce matin, elle avait le droit de s'attendre — qu'elle ait été désignée comme siège de votre VIIIème Congrès, après que Bruxelles, Londres, Paris, New-York, Berlin et Vienne ont pu lui offrir pendant les séances précédentes une somptueuse hospitalité, entourée de tous les moyens dont disposent ces vastes centres internationaux, parée de tout ce qui fait l'attrait de ces grandes villes cosmopolites.

Donc, si le Congrès a daigné cette fois-ci se contenter de l'accueil plus modeste, que peuvent lui présenter sous ces rapports-

<sup>1)</sup> Voir le texte du Rapport de M. BAZIN à la fin de cette volume.

là notre petit pays et sa vieille capitale, je crois pouvoir en féliciter les actuaire néerlandais, mes compatriotes, car je suis autorisé par les discours éloquents de la séance d'ouverture à voir dans la désignation d'Amsterdam comme chef-lieu du Congrès une preuve de la considération dont ils jouissent dans l'opinion de leurs collaborateurs internationaux, mieux encore, un éloge à la place que tient notre pays, voire même notre ville, dans la science actuarielle, non seulement, mais aussi dans le vaste domaine des sciences en général dans leur développement actuel.

Mais ce ne sont ni nos actuaire contemporains ni nos savants d'aujourd'hui, qui voudront se glorifier de l'honneur de votre visite.

Ils aimeront y voir — et les représentants de la ville sont fiers de s'unir à cette pensée reconnaissante — un hommage rendu à notre histoire, un salut respectueux à la mémoire de nos ancêtres, non moins valeureux dans le maintien de leurs opinions et de leurs thèses, que dans la défense de leur sol natal et de leurs libertés, à — pour ne citer que quelques noms des plus connus dans le domaine, qui vous réunit à présent — un JEAN DE WITT, fondateur incontesté de la science, l'assurance sur la vie de un KERSSEBOOM, STRUYCK, VAN SWINDEN, LOBATO et tant d'autres, plus renommés encore à l'étranger que dans leur propre patrie et qui ont contribué au rang élevé qu'a pris depuis longtemps notre pays dans la science des assurances.

Je n'aurai pas beaucoup à ajouter à ce que je viens de dire pour vous convaincre, Mesdames et Messieurs, que c'est avec un enthousiasme tout particulier, avec une réelle gratitude que nous vous recevons ici, une gratitude qui va de pair avec le plaisir que nous nous donnerons à vous rendre agréable votre visite dans nos parages.

Votre programme contient des conférences importantes, qui demanderont beaucoup de votre zèle et de votre attention; il offre aussi des distractions variées, qui vous donneront des moments de récréation après la rude besogne des journées de travail assidu; mais ce qu'il ne nomme pas, mais qui est tout de même l'essentiel de son contenu, c'est la vive sympathie que vous allez trouver partout où vous dirigerez vos pas, ce sont les vœux les plus sincères, que nous formons pour le succès de votre Congrès, pour le développement de votre science, pour son progrès dans toutes les parties du monde; c'est enfin le désir ardent, que vous

conserverez de votre visite à Amsterdam et de l'hospitalité de ses habitants un aimable et précieux souvenir !

C'est dans l'espoir, que ces vœux se réaliseront, que je lève le verre en l'honneur du VII<sup>ème</sup> Congrès International d'Actuaires, à la santé de ses membres, de leurs familles et de tout ce qui leur est cher.

*(Applaudissements prolongés).*

## DEUXIÈME SÉANCE.

Le Mardi 3 Septembre 1912.

La séance est ouverte à 9 h. 30 m. avant-midi.

Présidence de M. le professeur dr. J. J. A. MULLER; ensuite de M. CARL RITTER VON RASP.

M. le professeur dr. MULLER: Messieurs, j'ouvre la séance: J'ai une communication à faire.

A été désigné:

comme délégué de la Société française d'actuaire: M. ROBERT S. B. SAVERY.

Jetzt bitte ich Herrn Vize-presidenten CARL RITTER VON RASP das Präsidium zu übernehmen.

M. CARL RITTER VON RASP (Munich) prend la présidence et dit:

*Meine Herren!*

Die Verhandlungen über das Thema, welches gestern zur Diskussion stand, werden fortgesetzt.

Das Wort hat Herr Revisor SCHÖNWIESE.

Herr SCHÖNWIESE, (Leipzig):

*Hochgeehrte Versammlung!*

Gestatten Sie, dass ich Ihre Aufmerksamkeit auf eine Form der Rückversicherung lenke, die weder in den sieben Arbeiten, noch in der Diskussion besprochen worden ist.

Der wesentliche Unterschied zwischen dieser Form der Rück-

versicherung und den anderen Arten von Rückversicherung besteht darin, dass hier die Rückversicherung nicht von einer Gesellschaft geschäftsmässig betrieben wird, sondern dass eine Zahl von Versicherungsgesellschaften, Versicherungsvereinen, oder Kassen sich zusammentrit, nur zu dem Zwecke der Rückversicherung zur Ausgleichung der Risiken.

Dabei ist unwesentlich, ob zu diesem Behufe eine besondere neue Gesellschaft geschaffen wird oder ob die Rückversicherung ohne eine solche nur durch eine gewisse Form gegenseitiger Abrede ausgeübt wird.

Es sind das die Rückversicherungsverbände. Zu dieser Kategorie gehört der Rückversicherungsverband deutscher Lebensversicherungsgesellschaften. Auch in Oesterreich hat es solche Verbände gegeben; ich nenne den Katastrophenverband der Unfallversicherungsgesellschaften.

Am weitesten ausgedehnt ist hierbei die Rückversicherung, wenn sie auf den ganzen Umfang der von den einzelnen Gesellschaften übernommenen Versicherungen ausgedehnt wird, wenn also nicht etwa bloss die über einen gewissen Betrag hinausgehenden Risiken herausgegriffen werden. Dabei muss natürlich den einzelnen Gesellschaften noch ein gewisses Mass der Eigenheit überlassen bleiben; die freie Vermögensverwaltung und die Kostenverwaltung müssen sie selbständig führen, wenn sie nicht zu blossen Zahlstellen der durch die Zusammenfassung entstehenden Gesamteinstitution werden sollen. Es handelt sich hier meistens um solche Kassen, deren Mitgliedschaft nicht freiwillig, sondern durch einen gewissen Zwang herbeigeführt wird.

Meine Herren, Sie wissen, dass in dem zur Zeit noch nicht in Kraft stehendem Gesetz über die Angestellten-Versicherung, im § 375 mit Bezug auf die vom Gesetz zugemessenen Ersatzkassen, welche die Gewährleistung der von ihnen übernommenen Pensionsleistungen und Anwartschaften nachzuweisen haben, auf die Möglichkeit hingewiesen wird, diesen Nachweis auch durch Anschluss an einen Rückversicherungsverband zu führen. Und in der Begründung zu dem Gesetz wurde auf die knappschaftliche Rückversicherungsanstalt als ein Beispiel eines solchen Verbandes hingewiesen.

Bei näherem Studium der Einrichtung dieser Anstalt findet man, dass hier die Rückversicherung nur in unvollkommener Form stattfindet. Sie erstreckt sich nur auf die schon laufenden Pensionen



und zwar auf die Hinterbliebenenpensionen ganz und auf die Invalidenpensionen zur Hälfte. Das eigentliche Risiko wird dabei nicht ausgeglichen.

Meine Herren, es ist nur die Frage, ob eine solche Rückversicherung bei Pensionskassen überhaupt möglich ist. Manche sind der Ansicht, dass die Verhältnisse der Kassen zu verschiedenartig sind als dass eine solche Ausgleichung auf dem Wege der Rückversicherung möglich sein würde. Auch in der Kompliziertheit der übernommenen Risiken liegen Schwierigkeiten: man hat nicht bloss das Risiko für Tod und Invalidität, sondern auch das Risiko des Verheirathetseins, der Kinderhäufigkeit, der Gehaltsteigerung u.s.w. Ich glaube jedoch, dass alle diese Schwierigkeiten sich überwinden lassen.

Auch lässt sich in der Abrechnung eine bedeutende Vereinfachung herbeiführen, in der Weise, dass nicht etwa jede einzelne Person oder jede Prämie übernommen wird, sondern dass alle Jahre; wenn die einzelnen Kassen ihre Abrechnung machen, auch eine mathematische Netto-Gewinn- und Verlustrechnung aufgemacht wird. In dieser sind nur diejenigen Elemente aufzunehmen, von denen das Risiko abhängig ist. Die Verwaltungskosten sind ganz wegzulassen, die Zinsen der Prämienreserven und Nettoprämien sind zu dem rechnungsmässigen Zinsfuss (nicht zu dem wirklich erzielten) zu berechnen und einzusetzen.

Natürlich sind auch Festsetzungen über die gemeinsamen Rechnungsgrundlagen und statistische Annahmen, welche zur Ermittlung der Nettoprämien und Reserven nötig sind, zu treffen. Auch muss wohl eine gewisse Oberaufsicht über die Anerkennung der Invaliditätsfälle bestehen.

Ergeben sich nun bei einigen der angeschlossenen Kassen in der mathematischen Gewinn- und Verlustrechnung Gewinne, so sind diese an die Abrechnungsstelle abzuführen, die ihrerseits die Verluste zu ersetzen hat, die andere Kassen in demselben Jahr aufweisen. Der im Ganzen dann übrig bleibende Gewinn oder Verlust wäre dann auf die einzelnen Kassen zu verteilen, wobei verschiedene Massstabe denkbar sind.

Meine Herren, ich wollte, ohne mich in Einzelheiten einzulassen, nur darauf hinweisen, dass hinter der von mir erörterten Frage Probleme stecken, deren Behandlung von wissenschaftlichem Standpunkte aus interessant ist, wenn auch in der Praxis kein grosses Bedürfnis dazu vorhanden ist, da die Umbildung bestehender

Beamtenpensionskassen zu Ersatzkassen, soweit ich orientiert bin, sich nur äusserst wenig vollziehen wird.

M. SCHÖNWIESE constate qu'une forme de la réassurance n'a été traitée ni dans les rapports ni dans la discussion, à savoir celle des sociétés qui se réassurent en se groupant avec d'autres sociétés<sup>s</sup> pour constituer ainsi des associations de réassurance. Certaines précautions doivent être prises et parmi elles l'une, d'ailleurs essentielle, est de laisser à chacune des sociétés sa part d'initiative. En Allemagne et en Autriche cette organisation a été appliquée pour les catastrophes dans l'assurance contre les accidents. L'orateur passe en revue les lois sociales allemandes qui nécessitent quelque peu ce système de réassurance. Il y a deux groupes de caisses, les »Zuschutzkassen« et les »Ersatzkassen«. Les caisses supplémentaires s'ajoutent aux stipulations de la loi et ne doivent pas être considérées comme des institutions de réassurances.

Les caisses de remplacement, par contre, doivent fournir des garanties spéciales. L'orateur traite ensuite des caisses de retraite et pose la question de savoir si elles peuvent effectivement réaliser leur réassurance. Cette question ne doit pas être résolue *a priori* par la négative, mais il faut tenir compte des différences de relations qui existent entre ces caisses. Elles ont non seulement à couvrir le risque de la mort, mais en outre la probabilité du mariage et la probabilité de la survenance d'enfants. L'orateur expose une méthode de calcul, qui aboutit à un bilan technique où le profit net de certaines caisses est compensé par la perte des autres de telle sorte que l'équilibre s'établisse finalement.

Mr. SCHÖNWIESE, Leipzig, referred to the form of Reassurance by which a number of assurance companies or funds unite merely for the purpose of reinsurance. It is a matter of indifference whether a new company is formed or whether the reassurances are effected merely by a mutual agreement. To this category belongs the Reassurance Association of German Life Assurance Companies and in Austria there is the Catastrophe Association of Accident Companies. Mr. SCHÖNWIESE then discussed the question of the application of this form of reinsurance to the Public Officers' Pension Funds, in which one has to deal not only with death and invalidity, but also with marriage, the birth rate, salary increases etc. He thought that all these difficulties could be surmounted.

Le *Président*:

*Meine Herren!*

-Die Rednerliste zum ersten Thema ist erschöpft. Wünschen die Herren Referenten oder andere Herren in der Versammlung noch das Wort? Das ist nicht der Fall. Also kann ich die Diskussion über das erste Thema schliessen. Ich danke den Herren Referenten, dem Herrn Generalberichterstatter und den Herren, die sich an der Diskussion beteiligt haben, für ihre interessanten Ausführungen.

La discussion sur la première question est close.

Le *Président*: Wir können jetzt zum zweiten Thema: »Die Staatliche Pensionsregelung« übergehen.

Hierzu erteile ich dem Herrn Generalberichterstatter Dr. VAN DORSTEN das Wort.

Herr Dr. VAN DORSTEN (Rotterdam):

*Meine Herren!*

Der Zweite Gegenstand unseres Programms nimmt unter den für diesen Kongress gestellten Fragepunkten eine besondere Stelle ein. Es ist nämlich das einzige Thema, das dem ausgedehnten Gebiete der *öffentlichen* Versicherung zugehört, und die grosse Zahl der Abhandlungen, welche diesem Gegenstande gewidmet sind, zeigt genügend, in welchem lebhaften Interesse seitens der Mitglieder des Kongresses die öffentliche Versicherung sich erfreuen darf.

Es haben sich Abhandlungen eingefunden aus Deutschland, Oesterreich, Frankreich, Grossbritannien, Belgien, den Vereinigten Staaten Nord-Amerika's, Dänemark, Finnland und den Niederlanden. Eine solche Fülle wichtiger Tatsachen, Betrachtungen und Bemerkungen ist in diese Schriften hineingelegt worden, dass es mir, dem der Auftrag, eine Uebersicht über deren wertvollen Inhalt vor diesem ansehnlichen Kreise von Vertretern der Versicherungswissenschaft darzutun, erteilt wurde, geradewegs notwendig zuscheint, auf eine sogar einigermassen tiefgehende Behandlung des Materials zu verzichten.

Der betreffenden Frage über „Staatliche Pensionsregelung“ ist die nähere Umschreibung hinzugefügt worden: Gewünscht wird eine Uebersicht über die Art und Weise, wie bezüglich der *Lasten*

die Staatliche Pensionsregelung vorgesehen wird. Des Pudels Kern ist also die Art und Weise, worauf die zur Pensionierung erforderlichen Kapitalien herbeigeschafft werden, und dies ist auch gerade hauptsächlich das Thema, das nachher in der Sitzung zur Besprechung gebracht werden soll. Nun hängen aber die Kosten selbstverständlich mit der Höhe der Pension, dem Alter worin sie anfangen soll, den Umständen wodurch die Erhaltung der Pension bedingt wird, u. s. w. unmittelbar zusammen, und deshalb wird eine kurze Auseinandersetzung der Pensionsregelung unentbehrlich sein.

Wenn ich nun dazu übergehe, die einzelnen Abhandlungen kurz zu besprechen, so nehme ich sie nur so vor der Hand, in ganz willkürlicher Ordnung, aus der Masse heraus.

1. Zuerst haben wir denn die Altersversorgung in *Deutschland*, von Herrn Regierungsrat POHL auseinandergesetzt.

Es handelt sich hierbei um die Altersversorgung der in der öffentlichen Verwaltung stehenden *Beamten* und zwar der Reichsbeamten, der Staatsbeamten und der Kommunalbeamten.

Ueber 65 Jahre alte Reichsbeamte können, auch ohne dienstunfähig zu sein, ihre Pensionierung beantragen; vor diesem Alter nur bei dauernder körperlicher und geistiger Unfähigkeit (Mindestdienstzeit 10 Jahre). Nach vollendeter zehnjähriger Dienstzeit beträgt die Pension  $\frac{1}{3}$  des zuletzt bezogenen pensionsfähigen Diensteinkommens. Sie steigt mit jedem weiteren vollen Dienstjahre bis zum vollendeten dreissigsten um  $\frac{1}{60}$  und von da ab um  $\frac{1}{120}$  des Diensteinkommens. Das Maximum beträgt  $\frac{3}{4}$  des Diensteinkommens, wird also nach 40 Dienstjahren erreicht.

Die zur Bestreitung der Pensionen erforderlichen Beträge sind verfassungsmässig aus Reichsmitteln zu entnehmen. Die hauptsächlichsten dieser Finanzquellen sind die Reichszölle und die Verbrauchssteuern, die Betriebe der Reichspost- und Telegraphenverwaltung, der Reichsdruckerei, der Reichseisenbahnverwaltung und des Bankwesens.

Von den Beamten werden gar keine Beiträge gefordert.

Die Vorschriften in den im *Reiche* und in den *Bundesstaaten* erlassenen Pensionsgesetzen weisen eine vielfache Uebereinstimmung auf, die sich insbesondere hinsichtlich der Anrechnung von Dienstzeiten feststellen lässt.

Im Allgemeinen wird bei den Staatsbeamten so wohl als bei den Reichsbeamten die Zeit aktiven Militärdienstes im Deutschen

Heere, in der Kaiserlichen Marine oder bei der Kaiserlichen Schutztruppe sowie die Zeit aktiven Militärdienstes in einem zum Deutschen Reiche gehörigen Bundesstaat der Zivildienstzeit hinzugerechnet. Beamte, welche im Reichsheere oder in der Kaiserlichen Marine an einem Kriege oder an sonstigen kriegesischen Unternehmungen des Deutschen Reiches Teil genommen haben, haben Anspruch auf besondere Anrechnung der Kriegezeiten.

Die zur Bestreitung der Pensionen erforderlichen Beiträge sind bei den einzelnen Bundesstaaten gänzlich aus den Staatseinnahmen zu entnehmen. Die Staatseinnahmen setzen sich hauptsächlich aus dem Ertrage an Staatssteuern, den Zolleinnahmen und dem Reingewinne der Betriebsverwaltungen (Domänen, Forst, Lotterie u. s. w.) zusammen.

Die Pensionsverhältnisse der bei den Kommunalverwaltungen beschäftigten Beamten sind in den Bundesstaaten gesetzlich geregelt. So erhalten z. B. in Preussen die städtischen Beamten bei eintretender Dienstunfähigkeit Pension nach den für die Pensionierung der unmittelbaren Staatsbeamten geltenden Grundsätzen, sofern nicht mit Genehmigung des Bezirks-Ausschusses etwas anderes vereinbart worden ist; die Pensionsverhältnisse der Beamten an Landgemeinden, Landbürgemeistereien, Ämtern, Amtsbezirken und Zweckverbänden können durch Ortsstatut geregelt werden.

In *Württemberg* und *Baden* werden die Mittel zur Gewährung des Ruhegehaltes teils durch Eintrittsgelder und Beiträge der Beamten und Pensionäre aufgebracht. So sind in *Württemberg* an Eintrittsgeldern je ein Viertel der pensionsberechtigten Bezüge bei der ersten Anstellung und bei Erhöhungen der pensionsberechtigten Bezüge, und an Jahresbeiträgen  $2\frac{0}{10}\%$  des pensionsberechtigten Dienstinkommens bzw. des Ruhegehaltes zu zahlen.

Lässt man die Kommunalbeamten gänzlich ausser Betracht, so kann man also sagen, dass im Deutschen Reiche und in den Bundesstaaten die zur Bestreitung der Pensionen erforderlichen Beiträge gänzlich aus Reichs- und Staatsmitteln entnommen werden.

2. In *Oesterreich* — also schreibt Herr Hofrat ERNST BLASCHKE — sind die Pensionsnormen je nach der sozialen Stellung und den Bedürfnissen der verschiedenen Angestelltenkategorien eingerichtet. Allenthalben werden zwar nach Ablauf einer bestimmten Wartezeit Pensionen für den Fall der Invalidität und des hohen Alters, Witwenpensionen und überdies Erziehungsbeiträge an die hinter-



bliebenen Kinder, solange die Mutter lebt, Waisenpensionen nach dem Tode beider Eltern, endlich Abfertigungen bei Eintritt von Invalidität oder Ableben innerhalb der Wartezeit geboten; es variieren jedoch innerhalb der Pensionsnormen die Dauer der Wartezeit, die Grundlagen nach denen die Pensionen zugemessen werden, die Skala für die Pensionen, das Alter der Kinder bis zu dem Erziehungsbeiträge und Waisenpensionen verabfolgt werden u. s. w. Ueberdies erhalten gewisse Angestelltenkategorien ihren Bedürfnissen entsprechende, besondere Zuwendungen: die Bediensteten des Heeres Verwundungszulagen; die in Staatsbetrieben mit Unfallsgefahr Angestellten Unfallsrenten.

Im Ganzen kann man 38 verschiedene Pensionssysteme für Staatsangestellte und einschliesslich der für die Hofbediensteten sogar 40 Systeme unterscheiden. Da es unzweckdienlich sein würde, hier alle die Systeme eingehend zu erörtern, werde ich bloss zwei grosse Gruppen der beim Staate Angestellten erwähnen, nämlich die Gruppe der Zivilstaatsbediensteten und die der Angehörigen des Lehrstandes.

Die Zivilbediensteten werden nach ihrem Jahresgehalt in elf Rangklassen eingeteilt. Die Invalidenpension beträgt zwischen 5 und 10 Jahren bei Unfall und Krankheit 40 % und steigt dann jährlich mit 2,4 % (Minimumpension 800 Kronen = 667 Mark). Die Witwenpensionen steigen von 800 Kr. (667 Mark), in der elften Rangklasse, bis zu 6000 Kr. (5000 Mark), in den ersten drei Rangklassen. Die Erziehungsbeiträge (Kinderpensionen) betragen  $\frac{1}{5}$  der Witwenpension für jedes Kind bis zum 24. Lebensjahre, jedoch höchstens 600 Kr. (500 Mk.) pro Kopf; für die Kinder zusammen nicht mehr als die Witwenpension. Waisenpensionen werden zum Betrage von der Hälfte der Witwenpension ebenfalls bis zum 24. Lebensjahr verliehen. Als Abfertigung für sich empfängt der Beamte den einfachen Jahresgehalt für 5, den doppelten für 10 Dienstjahre; als Abfertigung für die Witwe wird  $\frac{1}{4}$  des Jahresgehaltes und als Sterbegeld ebenfalls  $\frac{1}{4}$  des Jahresgehaltes oder der Jahrespension vom Staate ausbezahlt.

Bei diesem Pensionssystem wird ein Beitrag vom berechtigten Beamten geleistet im Ausmasse von 4,3 % der Pensionsgrundlage (in den ersten drei Rangklassen 3,5 %).

Für die Staatslehrpersonen gelten ungefähr dieselben Bestimmungen. Die Beitragsleistung beträgt ungefähr das Mittel der soeben genannten Zahlen, nämlich 3,8 % vom Aktivitätsgehalt



(nebst den in die Pensionsgrundlage einrechenbaren Bezügen).

Es giebt auch Kategorien von Personen, für welche die Beitragsleistung ein wenig höher ist (5 ‰). Hingegen sind andere Kategorien gänzlich von einer Beitragsleistung freigestellt worden.

Aus der historischen Darlegung der Pensionssysteme für die Zivilstaatsbediensteten ist noch besonders hervorzuheben, dass die Vorschriften seit der Pensionsnormale der Kaiserin Maria Theresia vom Jahre 1771 allmählig eine weitere Entwicklung genommen haben. Die Witwenpensionen wurden erhöht, die Waisenversorgung wurde aufgebessert. Im Motivenbericht zu dem Gesetze vom 14. Mai 1896, worin eine Beitragsleistung der Bezugsberechtigten dekretiert wurde, und zwar im Ausmasse von 3 ‰, wird ausdrücklich betont, dass diese Beiträge zunächst zur Deckung der durch diese Regelung bedingten Mehrausgaben dienen werden. Versicherungstechnische Berechnungen ergeben, dass mit diesen Beiträgen die höhere Belastung des Staates ziemlich gut gedeckt werden konnte.

Als sodann im Verlaufe der Jahre die Beamten um die Herabsetzung der ursprünglich 40-jährigen Dienstzeit auf 35 Jahre sowie um teilweise Einrechnung der Aktivitätszulagen in ihre Versorgungsgenüsse einschritten, wurden diese Begünstigungen durch die Gesetze vom 24. Mai 1906 und vom 19. Februar 1907 unter gleichzeitiger Erhöhung der Beitragsleistung geboten. Die Erhöhung kam aber dem versicherungstechnischen Äquivalente der neuen Begünstigungen gleich. Im Sinne dieser Ausführungen kann die Pensionsnormale für die Zivilstaatsbediensteten Oesterreichs in seiner dermaligen Form als *Vorsorge des Staates für das Minimum ohne besonderes Entgelt, und Gewährung der darüber hinausgehenden Anwartschaften gegen das versicherungstechnische Äquivalent* bezeichnet werden.

3. In *Frankreich* — also schreibt Herr *Pothémont* — sind die staatlichen Beamten bezüglich der Pensionsansprüche grösstenteils *nicht* dem Gesetze vom 5. April 1910, welches die Altersversorgung der Arbeiter und Bauern bezweckt, sondern dem Gesetze von 1853 unterliegen. Ihre Pensionen werden unmittelbar aus dem Staatsschatze gezahlt, u. zw. auf Grund von Spezial-Krediten, welche zu diesem Zwecke im Budget des Finanzministeriums eröffnet sind. Die Bedeckung der staatlichen Pensionszahlungen erfolgt aus den ordentlichen Einnahmen des Budgets. Das Recht auf Pension wird im Alter von 60 Jahren erlangt, wenn der

Beamte dem Staate wenigstens 30 Jahre gedient hat. Die Pension beträgt für jedes Dienstjahr  $\frac{1}{60}$  des mittleren Gehaltes der letzten sechs Jahre, bis zu einem Maximum von  $\frac{3}{4}$  dieses Gehaltes. Die Witwenpension beträgt  $\frac{1}{3}$  des Alterspensions, wenn der Angestellte nach wenigstens 25 Dienstjahren stirbt; auch gibt es eine Waisenversorgung.

Der Beamte trägt zur Zeit seiner Ernennung  $\frac{1}{12}$  und weiter jährlich noch 5 % seines Jahresgehaltes bei.

Es giebt noch bestimmte Gruppen von Staatsangestellten und gewisse Kategorien von Beamten der Departements- oder Gemeindeverwaltungen, für welche eine andere Regelung zutrifft. Zusammen mit dem soeben erwähnten grössten Teil der Staatsangestellten bilden sie eine Ausnahme des Gesetzes vom 5. April 1910. Nachher werde ich auf dieses Gesetz zurückkommen und jetzt die Betrachtung der Altersversorgung von Beamten weiter verfolgen.

4. Herr CHARLES LEFÈBVRE hat noch das Pensionssystem der Angestellten der Staatseisenbahnen in Frankreich auseinandergesetzt. Die Grundlage dazu bilden die Gesetze vom 21. Juli 1909 (in Kraft getreten am 1. Januar 1911) und vom 28. Dezember 1911.

Für die Angestellten besteht Anspruch auf Alterspension schon bei Erreichung des 55. Lebensjahres (nach Zurücklegung von 25 Dienstjahren) und die Pensionen gehen nach dem Tode des Beamten in der Regel mit der Hälfte auf die Witwe und die versorgungsbedürftigen Kinder über.

Zur Sicherstellung der Pensionsleistungen werden seitens der Angestellten laufende Beiträge von 5 % des Gehaltes und Eintritts- und Erhöhungsbeiträge im Ausmasse von  $\frac{1}{12}$  des Anfangsgehaltes bezw. der Erhöhung eingetragen. Die Beiträge sind also auf dieselbe Weise als die der Staatsangestellten bemessen. Die Eisenbahnverwaltung leistet ihrerseits jährlich laufende Beiträge von 15 % des für die Pensionsbemessung massgebenden Gehaltes.

Das Gesetz vom 28. Dezember 1911 bezweckt, auch jenen Angestellten, welche vor dem 1. Januar 1911 im Dienste waren, innerhalb gewisser Grenzen die Anrechnung ihrer früheren Dienstzeit für die Pension zu ermöglichen. Jedoch, fügt Herr LEFÈBVRE hinzu, ein Ausgleich für die Lasten wird durch dieses Gesetz nicht geschaffen; es ist also vom versicherungstechnischen Standpunkte unvollständig.

5. Herr L. DOPÉRE belehrt uns über die Pensionssysteme in *Belgien*. Die Pensionsregelung der Staatsbeamten wurzelt in einem Dekret vom 3. August 1790. »Il est juste« — so heisst es in diesem Dekret —, »il est juste que, dans l'âge des infirmités, la patrie vienne au secours de celui qui lui a consacré son talent et ses forces«. In verschiedenen Gesetzen und Reglementen aus den Jahren 1814, 1822, 1844, 1849, 1857 und 1886 ist dieser Gedanke allmählich ausgebildet und nach den Zeitverhältnissen modifiziert worden, aber jedenfalls *kann* einem Staatsbeamten im 65. Lebensjahre nach Zurücklegung von 30 Dienstjahren eine Pension gewährt werden. (Man merke sich dieses »kann«; wenn der Beamte im Alter von 65 Jahren mit 30 Dienstjahren noch arbeitsfähig ist, hat er noch kein *Recht* auf Pension).

Der Bedarf für Pensionszahlungen wird alljährlich einfach in das Budget eingestellt. Eine Einhebung von Pensionsbeiträgen durch Abzug vom Gehalte findet nicht statt.

Provinzen und Gemeinden sind nicht gesetzlich verpflichtet, Pensionen für ihre Beamten sicherzustellen. Viele haben zu diesem Zwecke besondere Kassen eingerichtet, die auch den Witwen und Waisen der Beamten Renten versichern. Dazu wird meistens 4 % des Gehaltes vom Beamten beigetragen, während  $\frac{1}{12}$  des Anfangsgehaltes und ebenfalls  $\frac{1}{12}$  oder  $\frac{1}{6}$  der Erhöhungen eingehoben wird.

Im Allgemeinen sind diese Kassen nicht rationell organisiert; die Herstellung des Gleichgewichtes zwischen Einnahmen und Ausgaben ist zumeist nicht möglich. Doch giebt es auch öffentliche Verwaltungen, welche Kassen auf gediegener Grundlage eingerichtet haben; beispielsweise erwähne ich nur die bekannte Caisse générale d'Epargne et de Retraite, und ebenso die Banque Nationale de Belgique und die Caisse générale de Reports et de Dépôts. Herr DOPÉRE weist noch auf den Umstand, dass die Verbindung der Versicherung von Alterspensionen mit der von Ueberlebensrenten das Risiko der Kasse bedeutend verringert, da ja eine Herabsetzung der Sterblichkeit unter den Beamten zwar ungünstig auf die erste Versicherung aber dagegen günstig auf die zweite einwirkt.

Die veralteten gesetzlichen Vorschriften, welche den Witwen- und Waisenkassen der verschiedenen Behörden Belgiens unterliegen, bilden ein erhebliches Hindernis für die Aufstellung einer technischen Bilanz. Eine vom Kriegsminister im Jahre 1907 eingesetzte Kommission, welcher drei Mitglieder der „Association des actuaire belges“ angehörten (die Herren BÉGAULT, LEFRANCQ und VAN

DEN BERGHE), erkannte die Notwendigkeit an, die Witwenkasse des Belgischen Heeres durch eine neue, auf den Grundsätzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung basierende Institution zu ersetzen. Die Kommission hat zunächst die Grundlagen für die Messung der Sterblichkeit der Offiziere und Offiziersfrauen festgestellt.

Fernerhin hat sie sich auch mit der Einrichtung einer Versicherungskasse für verheiratete subalterne Militäre beschäftigt.

Herr VAN DEN BERGHE berichtet Näheres darüber in einer Schrift, die als Supplement im ersten Bande der Abhandlungen dieses Kongresses aufgenommen wurde.

An dieser Stelle will ich noch erwähnen, dass von Herrn Dr. LEFRANCQ im Namen des *spanischen* Instituto Nacional de Prevision eine Abhandlung (ebenfalls als Supplement-Schrift) über ein neues Verfahren für die technische Gebahrung von Rentenkassen vorgelegt wurde.

6. Bei der Pensionierung der öffentlich angestellten Beamten in *Dänemark*, so berichtet uns Herr V. E. GAMBORG, gilt als Hauptregel, dass die Pension der Angestellten bis auf  $\frac{2}{3}$  des Durchschnittsgehaltes der letzten fünf Jahre (jedoch nie mehr als 6000 Kr. = 5667 Mk.) anwachsen kann, und dass für die Erreichung der Höchstpension eine Dienstzeit von 25 oder 29 Jahren erforderlich ist.

Inbetreff der Witwenpension haben der Staat und die Stadt Kopenhagen spezielle Vorsorge getroffen. Jeder verheiratete Staatsbeamte ist verpflichtet bei der Staatsanstalt für Lebensversicherung eine Ueberlebensrente im Ausmasse von  $\frac{1}{5}$  seines Gehaltes (als Maximum aber 1200 Kr. = 1333 Mk.) zu Gunsten seiner Frau zu versichern und selbst zu bezahlen. Der Staat giebt dann der Witwe überdies eine Pension im Ausmasse von  $\frac{1}{8}$  des Gehaltes.

Soweit diese obligatorischen Ueberlebensrenten (Staat und Kopenhagen) in Frage kommen, geht alles ganz versicherungsmässig vor sich. Die Prämien werden vom Gehalte eingehoben, an die Versicherungsanstalt abgeführt und dort in versicherungstechnisch richtiger Weise verwendet.

Was die Pensionen für die Beamten betrifft, tragen diese als Regel bis zu 5 % ihres Gehaltes bei. In einigen Städten legt die Gemeindekasse ebenso viel hinzu, und die gesammelten Beiträge bilden dann den Pensionsfonds, aus welchem die Pensionen ausbezahlt sind. Der dänische Staat aber, sowie auch die Stadt

Kopenhagen, nehmen für diesen Zweck keine Geldansammlung vor, die Pensionen werden vielmehr als gewöhnliche Ausgaben im betreffenden Jahre gebucht.

7. In *Finnland* gibt es kein allgemeines, für alle Beamten-gattungen einheitliches Pensionsgesetz, sondern die Pensions-verhältnisse werden durch mehrere, sogar in wesentlichen Punkten von einander abweichende Regierungserlässe geregelt. Herr ONNI HALLSTEN erwähnt die verschiedenen Bestimmungen. Der in der Verwaltung und der Justiz beschäftigte ordentliche Beamte bekommt bei erreichtem Alter von 63 Jahren, wenn er 35 Jahre im Dienste gewesen ist, aus Staatsmitteln das gesetzliche Maximum der Pension, welches Maximum ein für jedes Amt festgestellter Teil des Gehaltes ist. Die ordentlichen Professoren, Lehrer und Beamten der Universität bekommen ihre Vollpension beim erreichten Alter von 60 Jahren, wenn sie 25 Jahre im Dienste gewesen sind.

Alle diese Pensionen werden als ein Teil des den Beamten gesetzlich zugesicherten Gehaltes angesehen. Sie werden aus Staatsmitteln bezahlt, ohne jeglichen Beitrag des fraglichen Beamten.

Die Versorgung der Hinterbliebenen ist mehreren Witwen- und Waisenkassen überlassen; der Beamte ist verpflichtet, der bezüglichen Kasse anzugehören und die jährlichen Prämien werden vom Gehalte abgezogen. Die Kassenstatuten sind von der Regierung genehmigt, aber die Verwaltung dieser Kassen ist den Mitgliedern überlassen. Sie bestimmen die Höhe und die Dauer der Witwen- und Waisenpensionen und die dazu erforderlichen Prämien.

8. Betrachten wir jetzt die Pensionsregelung der Zivilstaatsangestellten in den *Niederlanden*, wie sie uns von Herrn ZOOT vorgeführt wird.

Der niederländische Staatsbeamte hat Recht auf Pension im Alter von 65 Jahren, oder früher im Falle der Invalidität (nach wenigstens 10 Dienstjahren). Die Pension beträgt für jedes Dienstjahr  $\frac{1}{60}$  der Pensionsgrundlage, d. h.  $\frac{1}{60}$  des mittleren Gehaltes der letzten fünf Jahre, bis auf ein Maximum von  $\frac{2}{3}$  des Gehaltes; die Pension kann aber nie höher als 3000 Gulden (5000 Mk.) werden. Wenn der Angestellte während der Ausübung des Amtes dienstunfähig wird, beträgt seine Pension ebenfalls  $\frac{2}{3}$  der Pensionsgrundlage, sodass sie dann von der Dienstzeit unabhängig ist.

Seit 1891 wird vom Gehalte des Beamten für seine Pension



die Hälfte des Anfangsgehaltes (über vier Jahre verteilt also jedes der ersten vier Jahre  $\frac{1}{8}$ ) und ebenso die Hälfte der Erhöhungen (über vier Jahre verteilt) eingehoben. Vor 1891 war der Beitrag gerade doppelt so hoch, war also dem *ganzen* Gehalte gleich. Das war keine geringe Beitragsleistung zum Aufbau des Pensionsfonds. Dieser wurde allmählig ein stattlicher Fonds und in 1891, als eine Regelung der Pensionen für Witwen und Waisen von Beamten in Kraft trat, wurden mehr als 40 Million Gulden (67 Million Mk.) aus dem Beamtenpensionfonds in den neugegründeten Fonds eingezahlt. Zu gleicher Zeit wurde der Beamtenpensionfonds aufgehoben, sodass jetzt die soeben erwähnten Beiträge der Hälfte des Anfangsgehaltes und der Erhöhungen sofort in den Staatsschatz fließen und der Bedarf für Pensionszahlungen alljährlich einfach in das Budget eingestellt wird. Die budgetäre Belastung durch die Pensionen ist eine von Jahr zu Jahr wachsende. In letzterer Zeit wurden verschiedene Gruppen von Personen des Lehrstandes, die nicht vom Staate angestellt werden, den Zivilstaatsbeamten in Bezug auf die Pensionsberechtigung gleichgestellt.

Damit die Belastung, welche sich aus dem Eintritte solcher neuen Gruppen ergibt, nicht auf einmal wirksam werde, ging der Staat daran, jährlich einen bestimmten Teil der Staatsschuld zu amortisieren, u. zw. insolange bis die Nettoausgaben aus den neu angefallenen Pensionen zuzüglich der Nettoamortisationsausgaben zusammen ungefähr eine konstante Höhe erreichen.

Auf ganz andere Weise wird bezüglich der Lasten die Pensionsregelung für Witwen und Waisen der Beamten vorgesehen. In 1891 wurde, wie gesagt, behufs dieser Pensionen ein Pensionfonds gegründet. Dieser Fonds ist nach dem System der Durchschnittsprämien eingerichtet worden. Vom Gehalte des Aktiven Beamten oder von der Pension des pensionierten Beamten wird alljährlich 5 % (bis zu einem Maximum von 120 Gulden = 200 Mark) eingehoben; von den vor 1891 angestellten Beamten die also den hohen Beitrag für ihre Alterspension geleistet haben, nur 2 %.

Die Witwenpension betrug anfänglich  $\frac{1}{4}$  der Pensionsgrundlage (Maximum 600 Gld. = 1000 Mk.). Als aber die wissenschaftlichen Bilanzen, die jede 5 Jahre aufgestellt wurden, es gestatteten, wurde die Witwenpension mit  $1\frac{3}{5}$  % erhöht. Die vierte Bilanz ist vor kurzem veröffentlicht worden und hat wieder einen Gewinn aufgewiesen, sodass demnächst vielleicht wieder eine Erhöhung der Witwenpension bevorsteht.



Die statistischen Ergebnisse werden mit grosser Sorgfalt ausgearbeitet; bei jeder Bilanz wird eine neue Sterbetafel aus den Erfahrungen abgeleitet und aus diesen Tafeln ist fortwährend eine Zunahme der mittleren Lebensdauer ersichtlich. (Die betreffenden Zahlen werden in meinem Rapporte über das vierte Diskussions-thema erwähnt). Die statistischen Beobachtungen haben auch dargelegt, dass die Beitragsleistung von 5 % des Gehaltes für die neu angestellten Beamten zur Versicherung der Witwen- und Waisenpension reichlich genügt, sodass man sagen kann, dass die neu angestellten Beamten ihre Witwen- und Waisenpensionen ohne jegliche Hülfe des Staates gänzlich bezahlen.

Die Gemeinden sind nicht gesetzlich verpflichtet, Pensionen für ihre Beamten sicherzustellen. Einige grosse Gemeinden haben aus eigenem Antrieb Vorkehrungen getroffen, entweder für die Pensionsbezüge bloss der Angestellten selbst, oder auch für die der Witwen und Waisen. Die betreffenden Regelungen sind für Amsterdam, Rotterdam und Haag von den Herren Dr. TURKSMA, KOK und KRUIS erörtert worden. Im Allgemeinen lässt sich sagen, dass diese Regelungen mit der staatlichen Pensionsnormale ziemlich gut übereinstimmen.

Für die eigenen Pensionen der Militärpersonen der Landarmee, sowohl als der Marine, gilt die gleiche Regelung wie für die Zivilstaatsangestellten, nur mit dem Unterschiede, dass keine Beiträge eingehoben werden. Für die Witwen- und Waisenpensionen aber bestehen besondere Fonds, wie Herr Major BERKHOUT dargelegt hat, der ebenfalls eine Uebersicht über die Pensionen der Zivilbeamten und der Offiziere in Niederländisch-Indien giebt. Auch in den Kolonien bestehen getrennte Fonds für die Sicherstellung der Pensionen für Witwen und Waisen der Zivilbeamten und der Offiziere.

Die Pensionen der Zivilbeamten und der Offiziere in Niederländisch-Ostindien werden aus dem Kolonialbudget mit Beitragsleistung seitens der Zivilbeamten, aber ohne Beitragsleistung seitens der Offiziere bestritten. Für die Pensionfonds der Witwen und Waisen werden Beiträge eingehoben.

9. Ueber die Pensionsverhältnisse der Staatsangestellten in *Amerika* liegen zwei Berichte vor, der eine von Herrn FREDERICK HOFFMAN aus Newark, der andere von Herrn MILLES DAWSON aus New-York. Nur zum Teile decken sich diese

Berichte. Beide behandeln die Pensionen der Offiziere und Soldaten der Landarmee und der Marine, und beide behandeln die öfters gemachten Vorschläge zu einem allgemeinen Pensionssystem für den Zivilstaatsdienst und die bestehenden Pensionsregelungen für Lehrer, Polizisten und andere Gruppen von Staats- und Gemeindeangestellten. Dieses Alles wird von Herrn HOFFMAN ausführlicher behandelt als von Herrn DAWSON; ersterer hat sich gerade den Auftrag gestellt, die bestehenden und die erwünschten Pensionsnormalen des näheren auseinanderzusetzen. In Herrn DAWSON'S Rapport hingegen bilden die Ruhegenüsse für ausgediente Staatsbeamte nur die erste von vier Hauptgruppen, worin das Thema behandelt wird.

Wie man sieht, ergänzen die zwei Berichte einander und sind jeder für sich als Antwort auf die gestellte Frage von grosser Bedeutung. Da wir noch immer mit den Pensionen für Staatsangestellte beschäftigt sind, ziehe ich erst Herrn HOFFMAN'S Abhandlung in Betracht und werde nachher bei der Behandlung der »Old Age Pensions« auf die Schrift des Herrn DAWSON zurückkommen.

Die Gewährung militärischer Pensionen reicht bis auf den Ursprung der Unionsregierung zurück. Seit dem Bürgerkriege in den sechziger Jahren hat der militärische Pensionsetat enormen Umfang erreicht, jedoch noch immer ist man bestrebt der finanziellen Notlage solcher Bürger, welche an Kämpfen für das Vaterland teilgenommen haben, bezw. ihrer Hinterbliebenen, in liberaler Weise abzuhelpen. Die Militärpensionsausgaben haben für den Zeitraum von 1789 bis 1911 4230 million Dollars (mehr als 17 milliarde Mark) belaufen. Die mittlere Pension betrug in 1911, 173 \$ (ungefähr 700 Mk.) und, wie gesagt, die Tendenz besteht, die Pensionen aufzubessern. Zu dem System der Militärpensionen ist die Gepflogenheit hinzugeetreten, auch ausser dem Falle des Krieges beim Ausscheiden aus dem aktiven Militärdienste infolge Dienstunfähigkeit oder Alters Ruhegenüsse zuzugestehen.

Auch die Hinterbliebenen, besonders die Witwen, werden versorgt, und zwar in ebenso liberaler Weise.

Ausser den Pensionen an Krieger und deren Hinterbliebene giebt es noch Pensionen für Richter; die betreffenden Vorschriften beziehen sich indes nur auf die Mitglieder der Bundesgerichte.

Die erwähnten Pensionen werden alle vom Staate ausbezahlt ohne irgend eine Gegenleistung seitens der Pensionsberechtigten.

Die militärische Pensionsnormale wird als die Bezahlung von Entlohnungen, als eine nachträgliche Würdigung der in Kriegzeiten geleisteten Dienste betrachtet. Ebenso werden die Pensionszahlungen an Richter als aufgeschobene Bestandteile des Gehaltes aufgefasst.

Die verschiedenen Pensionsgesetze wurden ohne Berücksichtigung versicherungstechnischer Grundsätze erlassen und es haben denn auch die faktischen Kosten die ursprünglichen Schätzungen in ganz unverhältnismässiger Weise überstiegen. Erst in den letzten Jahren ist in den Vereinigten Staaten bei der Lösung von Pensionsproblemen die Hülfe der »Actuaries« einggerufen worden; es lässt sich ansehen, dass künftig die wissenschaftliche Behandlung solcher Probleme mehr und mehr als überaus notwendig betrachtet werden wird.

Eine Pensionsnormale für Zivilstaatsbeamte besteht noch nicht. Viele Vorschläge sind schon dem United States Congress vorgelegt worden, und der zuletzt in Erwägung gezogene Plan bezweckt eigentlich mehr die Gründung einer Staatssparkasse. Jeder Beamte soll nach diesem Plan verpflichtet werden, eine für sein Alter berechnete Prämie zu leisten, welche Prämie, vom Staate auf Zinsen angelegt, bei Erreichung eines bestimmten Alters das erforderliche Kapital für den Ankauf einer Pension im Ausmasse von  $1\frac{1}{2}\%$  des Gehaltes für jedes Dienstjahr liefern soll. Beim Tode des Versicherten sollen die Beiträge mit Zinsen den Hinterbliebenen in einer Summe, also nicht in Rente umgesetzt<sup>1</sup> ausbezahlt werden.

Nach diesem Plane wird also jeder Beamte seine Pension gänzlich bezahlen. Die Opposition verlangt entweder eine beträchtliche Erhöhung der Gehälter um die geforderten Pensionsbeiträge erschwingen zu können oder sie spricht sich für die Gewährung von Pensionen nach dem reinen Versorgungssystem ohne die Einhebung irgend welcher Beiträge aus.

In Bezug auf die Pensionsregelung für gewisse Gruppen von Beamten in den verschiedenen Staaten und Gemeinden, wo die Pensionsfonds sich meistens nicht auf gesunde versicherungstechnische Prinzipien stützen, ist aus jüngster Zeit als ein wichtiger Schritt auf dem richtigen Wege das Vorgehen des Staates Massachusetts zu registrieren. In diesem Staate wurde ein Pensionssystem für ausgesiente Staats- und Gemeindeangestellte erlassen, welches am 1. Januar 1912 in Kraft getreten ist. Hiebei

wird die Einhebung von Beiträgen als eine wesentliche Grundlage des finanziellen Erfolges anerkannt.

Fassen wir Alles was den wertvollen Schriften in Bezug auf die Regelung der *Alterspensionen* für *Staatsangestellte* (die Witwen- und Waisenpensionen lasse ich jetzt ausser Betracht) entnommen ist, kurz zusammen, so erhalten wir folgendes Resultat:

A. *Ohne Beiträge der Angestellten.*

1. *Deutschland* (das Reich und die einzelnen Bundesstaaten).
2. *Oesterreich*, nur für einige Gruppen, nämlich:
  - a). Normalmässige *Gnadengaben*: Aushilfsdiener staatlicher Behörden, Eichmeister, Steuerexekutoren, Strasseneinräumer und Diener der Postanstalten in der Levante.
  - b). Pensionssysteme ohne Beitragsleistung: Hofbedienstete, zeitlich Bedienstete bei der Wiener Zeitung und gewisse Arbeiter in staatlichen Betrieben (bei der Tabakregie, bei der Schwefelsäurefabrik in Heiligenstadt, u. s. w.), ferner die Unteroffiziere, Soldaten und Matrosen des Heeres, sowie die Finanzwache und die Werkmeister bei den staatlichgewerblichen Unterichtsanstalten.
3. *Belgien*.
4. *Finland*.
5. *Vereinigte Staaten*, jedoch nur Militäre und Richter.
6. *Die Niederlande*, nur die Militärpersonen der Landarmee und der Marine.

B. *Mit Beiträgen der Angestellten.*

- |                        |  |
|------------------------|--|
| 1. <i>Oesterreich</i>  | } alle andere als die soeben erwähnten<br>und 2. <i>Die Niederlande</i> } Kategorien von Staatsangestellten. |
| 3. <i>Frankreich</i> . |  |
| 4. <i>Dänemark</i> .   |  |

Nachdem wir uns im Vorhergehenden ausschliesslich mit den Pensionsnormalen für bestimmte Kategorien von Personen (Staatsbeamte, gelegentlich auch Provinz- und Kommunalbeamte, die Witwen und Waisen der Angestellten) beschäftigt haben, müssen wir jetzt die allgemeineren Staatspensionssysteme für Arbeiter u. s. w., *insofern diese Systeme in den Berichten erwähnt wurden*, ins Auge fassen.

Die einzige noch nicht erwähnte Schrift, nämlich die viele wichtige statistische Daten enthaltende Abhandlung des Herrn VVYAN MARR,

ist gänzlich diesem Gegenstande gewidmet und erörtert das *Englische* Alterspensionsgesetz.

Kraft dieses Gesetzes (Old Age Pension Act 1908) bekommt jeder Britte vom männlichen oder weiblichen Geschlecht im Alter von 70 Jahren eine Pension, wenn er 1<sup>o</sup> während der vorhergehenden 20 Jahre Brittischer Untertan war und 2<sup>o</sup> von diesen 20 Jahren in dem Vereinigten Königreich gewohnt hat, und 2<sup>o</sup> jährlich kein grösseres Einkommen hat als 31 £ 10 Sh. (630 Mk.).

Die Pension ist von dem Einkommen abhängig. Im *allgemeinen* lässt sich sagen, dass Einkommen und Pension zusammen jährlich ungefähr 630 Mk. bis 680 Mk. betragen. Bei einem Einkommen, das 420 Mk. nicht überschreitet, beträgt die Pension 260 Mk. (5 Sh. pro Woche), also zusammen im Höchstbetrage 680 Mk.; bei einem Einkommen von 578 Mk. bis 630 Mk. beträgt die Pension nur 52 Mk. (1 Sh. pro Woche). Also *nur* wenn das Einkommen *weniger als 370 Mk.* beträgt, wird in allem (Einkommen zuzüglich Pension) weniger als 630 Mk. bezogen, jedoch *jedenfalls* mindestens 260 Mk.

Die Pensionen werden von Staatswegen ohne irgend eine Beitragsleistung seitens der Beteiligten praenumerando ausbezahlt.

Die Zahl der Pensionierten zeigt eine bedeutende Zunahme an. Die grosse Zunahme im vorigen Jahre geht aus dem Umstande hervor, dass Personen, die ursprünglich gesetzlich ausgeschlossen waren, weil sie aus einer Armenkasse unterstützt wurden, zufolge der Einstellung dieser Unterstützung als pensionsfähig zu betrachten waren.

Auch im ersten Jahre schon waren die Ausgaben höher als man erwartet hatte; die Zahl der Pensionsfähigen war zu niedrig geschätzt worden.

Für das erste Jahr war der Gesamtbetrag der Pensionen 174 million Mk., für 1912/13 hat man auf 242 million Mark gerechnet; es kommen noch 1 bis 1½ million Mk. Verwaltungskosten hinzu.

Herr MARR kritisiert das Verfahren, welches zum Zwecke der Schätzung der voraussichtlichen Zahl von Rentenempfängern angewendet wurde. Wäre bei dieser Abschätzung nach versicherungstechnischen Grundsätzen vorgegangen worden, so hätte man die künftige Belastung des Staates durch die Zahlung der Alterspensionen weit richtiger vorausermittelt. Nach den jetzt vorgenommenen technischen Berechnungen wird sich die jährliche Be-



lastung des Staatsbudgets aus diesem Titel, welche sich im Jahre 1911/12 auf fast 248 million Mk. belaufen hat, in den nächsten 20 Jahren um weitere 80 million Mk. erhöhen.

Am 5. April 1910 ist in Frankreich ein Altersgesetz angenommen worden, wobei jeder, der im Dienste eines Arbeitgebers steht und dessen Lohn jährlich weniger als 3000 frcs. (2500 Mk.) beträgt, verpflichtet ist, sich eine Alterspension zu versichern. Bei einem Gehalte von 3000 bis 5000 frcs. (2500 bis 4166 Mk.) ist die Versicherung facultativ.

Ein Mann hat dazu jährlich 9 frcs. ( $7\frac{1}{2}$  Mk.), eine Frau 6 frcs. (5 Mk.) und eine minderjährige Person vom 18. Lebensjahre an  $4\frac{1}{2}$  frcs. ( $3\frac{3}{4}$  Mk.), oder täglich 3, 2 und  $1\frac{1}{2}$  centime, und der Arbeitgeber ebensoviel zu leisten.

Diese allgemeine Regel gilt auch, wenn es sich um eine Person handelt, die beim Staate, bei einem Departemente oder bei einer Gemeinde angestellt ist, es sei denn dass er als Staatsangestellter dem Gesetze von 1853 unterliegen ist und für ihn also die Pensionsregelung gilt, welche im Vorhergehenden bei der Behandlung der Pensionsnormale für Staatsangestellte erwähnt wurde.

Was die Höhe der Pensionen betrifft, wird jeder in einem Jahre geleistete Beitrag als eine Kaufsumme für eine Altersrentenversicherung von geringem Betrage betrachtet; die Rente hängt also ab vom Alter bei der Einzahlung und vom Alter worin die Rente anfangen soll. Der Staat vermehrt die Pension, mittels Spezial-Kredite, mit 60 frcs. (50 Mk.) wenn wenigstens während 30 Jahre Beiträge geleistet wurden. Zu dem Zwecke zahlt der Staat bei einer Pensionskasse (Caisse Nationale des retraites) im Moment worin die Rente anfängt die Kaufsumme für eine Rente von 60 frcs. ein.

Herr POTHÉMONT fügt hinzu, dass in Frankreich die Arbeiter im Allgemeinen nicht mit dieser Regelung zufrieden sind. Sie wünschen das Gesetz von 1905 zurück, kraft dessen zwar kleinere Pensionen, jedoch ohne jegliche Beitragsleistung seitens der Beteiligten gewährt wurden.

Herr DAWSON vergleicht in seiner vorher erwähnten Schrift die in verschiedenen Ländern herrschenden Altersrentensysteme mit einander. Auf der einen Seite stehen Frankreich (wenigstens von 1906 bis 1911), Dänemark, Grossbritannien, Australien und Neu-



Seeland, welche Altersrenten *ohne* Beitragsleistung gewähren, auf der anderen Seite Deutschland und jetzt auch Frankreich, *mit* Beitragsleistung. Der Autor untersucht die Gründe für und gegen die Gewährung von Altersrenten nach dem reinen Versorgungsprinzip. Er gelangt zu dem Schlusse: »dass dieses System vor den sonstigen bisher praktisch eingeführten Arten der Sicherstellung von Altersrenten den Vorzug verdient; wenn man gewisse Bedingungen und Beschränkungen im Auge behält, ist das Versorgungsprinzip vielleicht das beste, das überhaupt eingeführt werden könnte.«

Der Gegenstand ist auch für die Niederlande von grosser Bedeutung, da unserer Volksvertretung der Entwurf eines Alters- und Invaliditätsgesetzes vorgelegt wurde, der in kurzem in Behandlung genommen werden soll. (Pensionen mit Beitragsleistung der Beteiligten). Die jetzt zu folgenden Diskussionen dürften also auch in dieser Beziehung unmittelbar von Nutzen sein.

Meine Herren! Ich hoffe im Vorhergehenden eine nicht allzu unvollständige Uebersicht über den Inhalt der bezüglich des zweiten Fragepunktes eingesandten Abhandlungen gegeben zu haben. Hie und da habe ich zum besseren Verständnis der Sache die eigenen Worte der Autoren angeführt. Hat irgend eine bedeutende Stelle aus den Schriften keine Erwähnung gefunden, so werden Sie mir hoffentlich diese Versäumnis desto eher verzeihen, wenn Sie erwägen, dass ich sonst ja *noch* länger am Worte geblieben wäre.

Le *Président*: Wegen der grossen Zahl der vorliegenden Arbeiten und des grossen Umfangs des mündlichen Berichtes darf sich die Übersetzung wohl nur auf einige ganz kurze Bemerkungen erstrecken.

M. MAURICE BELLOM: Suivant le désir de M. le Président je serai aussi bref que possible et je traduirai seulement les conclusions que M. le rapporteur général a tirées d'une manière magistrale de son rapport.

Il faut distinguer deux catégories de pensions de retraite selon que les systèmes décrits par les rapports ne comportent pas ou comportent des cotisations des intéressés.

La première catégorie est représentée en Allemagne, dans chacun des Etats confédérés; en Autriche, pour les employés subalternes,

garçons de bureau, employés des Postes en orient etc. ce sont des dons par l'état; de plus en Autriche fonctionne un système de pensions, sans contribution, spécialement pour les employés temporaires et pour les employés de certaines régies, comme les fabriques de tabac, pour les sous-officiers et les soldats, ainsi que les matelots de la marine militaire; puis en Belgique, en Finlande; aux Etats-Unis pour les militaires et les magistrats; enfin dans les Pays-Bas, pour les militaires de l'armée de terre ou de la marine.

Voilà pour les pays où les pensions se donnent sans cotisations.

La deuxième catégorie — pensions avec versements de cotisations par les intéressés — est représentée en Autriche et dans les Pays-Bas, pour tous les employés, sauf les exceptions susmentionnées, en France et en Danemark.

Jusqu'ici l'orateur n'a visé que les employés de l'Etat ou des Communes, mais les rapports mentionnent encore d'autres classes d'intéressés. Mr. VYVIAN MARR, dans son rapport expose l'Old Age Pension Act de 1908, qui en général procure une pension à tout ouvrier anglais qui a atteint l'âge de 70 ans. Le nombre des pensionnés s'est beaucoup accru, à cause des institutions pré-existantes qui accordaient des pensions, mais dont les bénéficiaires profitent de la loi de 1908. Les dépenses ont surpassé les prévisions: elles n'avaient pas été calculés suivant les principes actuariels, sinon, l'évaluation des dépenses à prévoir aurait été plus élevée et les mécomptes eussent été moindre.

Pour la France, un des rapports expose la loi du 5 avril 1910 sur les pensions de retraite des ouvriers. L'orateur explique que les ouvriers français préfèrent la loi de 1905 qui donne des pensions moins élevées, sans contributions des bénéficiaires.

M. DAWSON, dans son rapport, a comparé les systèmes des divers pays. Il met d'un côté la France, le Danemark, la Grande-Bretagne, l'Australie, Nouvelle Zélande, et de l'autre côté la France et l'Allemagne (avec cotisations des intéressés).

M. VAN DORSTEN conclut en constatant le grand intérêt que cette question présente pour la Hollande, où actuellement un projet de loi sur les pensions d'âge et invalidité est en préparation.

Dr. VAN DORSTEN, Rotterdam, gave a general review of the Papers submitted on State Assurance.

M. le professeur MAURICE BELLOM (Paris):

*Messieurs,*

Les différents orateurs qui ont traité la question des pensions civiles ne me paraissent pas avoir abordé un point spécial de la question. C'est celui de la situation des fonctionnaires de l'État lorsqu'ils sont victimes d'un accident ou qu'ils viennent à succomber au cours de l'accomplissement de leur service militaire, soit en temps de paix, soit en temps de guerre. La question est d'un grand intérêt en France, parce que beaucoup de fonctionnaires non seulement accomplissent leur service militaire avec le plus grand entrain, mais encore, au lieu de se laisser rayer du cadre de la réserve lorsqu'ils ont atteint l'âge de plus de quarante ans, ils se font maintenir dans le cadre et continuent leur service jusqu'à 65 ans....1)

En France notamment en vertu de la loi du 24 juillet 1873 sur l'organisation générale de l'armée, art. 40, les officiers de réserve de l'armée nationale ou territoriale sont assimilés à l'armée active au point de vue des infirmités ou blessures encourues dans l'accomplissement de leur service. Or, l'art. 2 paragraphe 2 de la loi du 1<sup>er</sup> juillet 1878 sur le cumul des traitements rappelle que les militaires, c'est à dire non seulement les officiers mais encore les sous-officiers et les soldats, sont régis par les dispositions de la loi du 11 avril 1831 sur les pensions de retraite, pour cause de blessures ou infirmités.

Quelle serait alors la situation des veuves? Dans le silence de la loi on peut reporter la décision à l'un des cas prévus par la loi de 1853, titre 2 »actions de dévouement dans un intérêt public ou pour sauver la vie d'un de ses concitoyens, en lutte ou en combat soutenu dans l'exercice de leurs fonctions, accidents graves dans l'exercice de leurs fonctions.« Toutefois, le service militaire ne constitue pas service civil de sorte que la veuve ni les orphelins ne pourront obtenir une pension dans le cas qui nous occupe. Pour des fonctionnaires à qui leur rang dans l'hérarchie administrative n'assure pas un grade d'officier par voie d'assimilation la situation peut être très grave. Tel est le cas d'un professeur de lycée de Paris ou de Versailles, qui reçoit un traitement annuel

1 C'est le cas de M. BELLOM!

de fcs. 5500, un traitement qui n'est nullement anormal puisque le décret du 28 décembre 1903 fixe entre fcs. 5000 et fcs. 7500 les limites des traitements de ces fonctionnaires. Si ce professeur succombe en service dans l'accomplissement d'un acte de dévouement, sa veuve recevra une pension fixée aux deux tiers de celle que le mari pourrait obtenir, et, par suite, égale au tiers de son traitement, de sorte que la veuve obtiendrait une pension de fcs. 1833. Si ce même professeur est blessé ou tué dans l'accomplissement du service militaire, la veuve n'aura qu'une pension de fcs. 825, fcs. 675 ou fcs. 573, selon qu'il est sous-officier, caporal ou soldat. Il en résultera donc pour la veuve un préjudice considérable du fait que ce mari a été blessé au cours du service militaire au lieu d'avoir eu le bonheur d'être tué en sauvant par exemple un de ses élèves en danger de se noyer. Mais si au contraire son traitement de fonctionnaire était inférieur à fcs. 825, fcs. 675, fcs. 563, multipliés par 3, c'est à dire à fcs. 2475, fcs. 2025, fcs. 1689, la veuve aurait, par la pension militaire, une situation plus favorable que par la pension civile.

Ainsi, d'après cet exemple selon que la situation du fonctionnaire est élevée ou non dans la hiérarchie administrative, la veuve n'est pas ou est avantagée par le régime des pensions militaires.

Or, il n'est pas admissible que le législateur ait eu une pareille pensée: il a voulu donner au fonctionnaire blessé ou tué tous les drapeaux des avantages égaux à ceux qu'il obtient s'il est blessé ou tué dans l'accomplissement de ses fonctions civiles. Dans ces conditions une révision du régime s'impose. Comment peut-on arriver à la modification nécessaire de la législation en vigueur? De deux manières. Une première méthode consisterait à décider que la loi de 1853 sur la pension civile sera modifiée — comment? — par l'assimilation du «service militaire» à «service civil» et cette assimilation est d'autant plus juste qu'en accomplissant son service sous les drapeaux, le fonctionnaire sert non seulement l'intérêt public mais encore l'intérêt supérieur de la patrie! En Suisse on a adopté une réglementation spéciale pour les pensions militaires en cas d'accident. Une seconde méthode est fournie par l'exemple de l'Allemagne. En Allemagne la question — ce qui est remarquable — ne se pose même pas. C'est une question de terminologie de la loi sur les pensions civiles. Au lieu de spécifier que le fonctionnaire, s'il devient invalide, ou ses ayants-droit, s'il vient à mourir, obtiennent une pension lorsque le sinistre est causé par

le service, la régime allemand exige seulement que le sinistre se soit produit »pendant que le fonctionnaire est en service«. Comme le fonctionnaire ne perd pas sa qualité de fonctionnaire public s'il se trouve sous les drapeaux, il obtiendra sa pension, si dans l'accomplissement de son service il est atteint par quelque accident. La seconde manière de modifier le régime en France consisterait donc à supprimer le principe que l'accident doit être causé par le service. Cette modification atteindrait toutefois, à la différence de celle qui résulterait de la première méthode, le principe de la législation sur les pensions civiles qui exige une relation de causalité entre le sinistre et la fonction. Toutefois, ce n'est pas dans un congrès *international* qu'il convient de proposer en termes formels la modification d'une loi *nationale*, et mon but est uniquement de provoquer des explications et des développements de la part de nos collègues sur le régime en vigueur dans leurs pays respectifs. 1)

Der Redner, in deutscher Sprache fortsetzend, sagt:

Meine Herren, gestatten Sie mir, auf eine Frage hinzuweisen, die in Frankreich bezüglich der Pensionsansprüche der Zivilbeamten von besonderer Wichtigkeit ist. Nach den geltenden französischen gesetzlichen Bestimmungen erhält ein Zivilstaatsbediensteter eine seiner Stellung entsprechende Invaliditätsrente, bezw. dessen Witwe eine angemessene Witwenpension nur dann, wenn der Beamte „durch die Ausübung seines Dienstes“ invalid geworden oder gestorben ist. Es ist daher fraglich, ob ein Beamter, der während seines Militärdienstes als gewöhnlicher Soldat oder als Unteroffizier vom Tode oder von Invalidität ereilt wird, gleichfalls eine seiner Stellung entsprechende Pension beanspruchen kann. Viele französische Zivilbeamte gehören bekanntlich als Offiziere, Unteroffiziere oder gewöhnliche Soldaten dem Reservestande der Armee an. Ich habe folgendes Beispiel gegeben: Wenn ein Lehrer an einer technischen Schule einen Gehalt von 5500 Francs bezieht — die Gehälter solcher Lehrpersonen variieren zwischen 5000—7500 Francs — und wenn dieser Lehrer bei dem Versuche, das Leben eines seiner Schüler zu retten, selbst den Tod finden würde, so wäre er infolge der Ausübung seines Zivildienstes gestorben, und

1) M. MAURICE BELLOM a traité la question d'une manière approfondie dans une étude intitulée: «Les pensions des fonctionnaires en cas de guerre: étude suivie d'une proposition de loi. — Bureaux de l'action nationale. Paris, 1912»; étude dans laquelle il analyse non seulement la législation allemande, mais encore la législation autrichienne.



die Witwe hätte eine Pension von 1850 Francs zu erhalten. Wenn aber derselbe Zivilbeamte im Militärdienste — sei es in Kriegs- oder Friedenszeiten — das Leben verliert, so würde seine Witwe nur eine seinem Range als Unteroffizier entsprechende Pension von etwa 825 Francs zu beanspruchen haben. Man erkennt den grossen Unterschied. Diese Lösung der Frage entspricht zwar dem Wortlaute, nicht aber dem Geiste des französischen Gesetzes und sie ist in der Tat eine ungerechte, weil in dem 2. Falle der Beamte für eine höhere Sache, nämlich für die Sache des Vaterlandes, sein Leben hingegeben hat.

In Deutschland kann diese Frage gar nicht akut werden, weil dort inbezug auf die Pensionsansprüche eine Trennung zwischen Zivil- und Militärdienst nicht gemacht wird. Der Zivilbeamte behält während des Militärdienstes seine Qualität als Zivilbeamter und das Pensionsgesetz vom Jahre 1873 verlangt nur, dass die Invalidität oder der Tod *während* des Zivildienstes (nicht infolge des Zivildienstes) eingetreten sind.

Ich hoffe, dass man in Frankreich das Gesetz ändern und entweder Zivil- und Militärdienst für die Pensionsansprüche gleichstellen oder den Ausdruck „infolge des Zivildienstes“ durch den Ausdruck „während des Zivildienstes“ ersetzen wird. <sup>1)</sup>

Mr. BELLOM points out that, according to the French law, there is some injustice between civil service employees on the one side and military service employees on the other, an injustice to the disadvantage of the latter group.

It is quite clear that the civil service employee, if disabled *in consequence* of his service, is entitled to a pension in France, whereas the position of the military service officers and soldiers is not clearly settled and depends on several old laws, the interpretation of which is not clear. These laws contain general rules stating that military service may be assimilated to civil service. According to the present interpretation of these laws it is however quite uncertain whether a man, who loses his life on the field of battle for the sake of his country, could rely on a

---

<sup>1</sup> Herr MAURICE BELLOM hat die oben erörterte Frage eingehend besprochen in einer Arbeit: „Les pensions des fonctionnaires en cas de guerre: étude suivie d'une proposition de loi“ — Bureau de l'action nationale. Paris, 1912“, in welcher Arbeit er nicht nur die deutsche, sondern auch die österreichische Gesetzgebung betrachte:



pension for his widow. If he is wounded and disabled he is entitled to invalid pension, but if he is killed, the position of his widow is not clear and most probably a very unfortunate one.

Mr. BELLOM gives the example of a professor of school. If this professor during the years of his active service lost his life, trying to save the life of one of his pupils for instance, his widow would be entitled to a pension of about Frs. 1850, whereas, when the same professor during his military service was killed in a battle, his widow would obtain a pension of Frs. 500 to 800, on an average one third of the civil service pension.

Mr. BELLOM is of an opinion that this is an injustice which may not be continued. The best way to do away with it is to say in a clear way that military service in the matter of pension is to be considered on a level with civil service.

In Germany this question could not arise, because if a German employee is disabled or killed during his service, he is fully entitled to civil service pensions for himself and for his dependents. Take the case of the professor. If he is called to military service and he loses his life during his service — it need not be in consequence of his service, — according to the German law it is quite clear that his widow has a right to pension.

Mr. BELLOM invites the Congressists of other countries to relate the regulations on this point in their countries. The injustice, if existing in other countries, should be abolished there just as well as in France, by assimilating military and civil service pension systems.

Herr Hofrat Professor Dr. ERNST BLASCHKE (Wien).

### *Hochanschnliche Versammlung!*

Herr Dr. VAN DORSTEN hat in seinem ausgezeichneten Referate die Pensionssysteme der verschiedenen Länder übersichtlich nebeneinander gestellt; doch hat er mit einem Fragezeichen geschlossen: ein Urteil über die Frage, welches der verschiedenen, vorhandenen Systeme das theoretisch richtigste wäre, ist von ihm — es lag ihm als Berichterstatter nicht unmittelbar auf dem Wege — nicht gegeben worden. Ich vermeine aber, dass eine Versammlung von Aktuaren über diesen rein aktuariellen Gegenstand doch sich äussern sollte und ich habe mich aus diesem Grunde zum Wort gemeldet,

damit ich vielleicht den einen oder anderen der Herren dazu veranlasse, sich über diese Angelegenheit auszusprechen.

Es ist doch wohl eigentümlich, meine Herren, dass die Konklusionen einiger ganz hervorragender Referate sich zu der Lösung der Frage, um welche es sich hier handelt, anders zu verhalten scheinen als nach der pragmatischen Entwicklung der Pensionsysteme in den verschiedenen Staaten anzunehmen gewesen wäre. Ich spreche hier selbstverständlich von der Bedeckungsfrage, denn diese ist ja das eigentlich aktuarielle Thema. Ist es das richtige, dass zur Versorgung der Zivilstaatsbediensteten Pensionskassen mit streng aktuarieller Gebarung errichtet werden, oder aber ist es das richtige, dass — wie es fast überall gemacht wird — die Pensionen einfach auf die Steuer umgelegt werden? Letzteres System identifiziere ich natürlich mit dem System, dass von den Staatsbeamten Beiträge eingehoben werden, welche in dem Staatshaushalte Verwendung finden, weil in diesem Falle wieder kein Pensionssystem nach aktuariellem Begriffe vorhanden ist. Diesbezüglich scheint mir, als ob die Tendenz der ausgezeichneten Referate des Herrn HOFFMANN aus Newark und des Herrn GAMBORG aus Kopenhagen dahin geht, als das richtigste die Einrichtung einer Pensionskasse anzusehen.

Der Ansicht dieser Herren gegenüber schliesse ich mit der Meinung hervorragender Nationalökonomien an dass eine solche Pensionsregelung eine zwecklose Vermehrung an Arbeit im Staatshaushalt mit sich bringt, welche besser zu vermeiden ist.

Was dürfte wohl von national-ökonomischer Seite geltend gemacht werden, um die Überflüssigkeit und Zwecklosigkeit solcher Pensionskassen darzutun? Ich meine, der Gegenstand lässt sich in der Sprache der Aktuare, wie folgt, charakterisieren.

Bei einer staatlichen Pensionskasse sind mehrere Interessenten, die bei der privaten Versicherung getrennt vorkommen, in einer einzigen Person vereinigt: der Versicherungsnehmer der dem Angestellten die Pension sicher stellt, ist der Staat; der Versicherer ist wieder der Staat, weil er die Leistung garantiert; und der Interessent, bei welchem die Kapitalien in der Regel angelegt werden, ist wiederum der Staat.

Wenn nun der Staat in Verfolgung des allgemein anerkannten Grundsatzes, dass die Versicherungsprämie ein Teil des Gehalts sein müsse, einfach eine höhere Steuer einheben und den nicht unmittelbare Verwendung findenden Teil dieser Steuer anlegen würde, indem

er z.B. eine gewisse Summe an Staatsobligationen dem Verkehr entzieht, damit er diese im Momente der späteren Pensionsleistung wieder in den Verkehr zurückbringt, so muss man in der Tat fragen, was damit geleistet sein soll, wenn der Staat nimmt und sodann wieder zurückgibt. Der Einwand, dass der Staat durch die erstmalige Einziehung der Staatsobligationen doch ein gewisses Verfügungsrecht erhält, da er die eingezogenen Obligationen wieder hinausgeben kann, wenn er es für nötig hält, kommt mir nicht ganz zwingend vor, da der Staat kraft seines Steuerrechtes die jeweils erforderlichen Mittel sich vom Steuerträger immer beschaffen kann.

Bei diesen Erwägungen habe ich, um mit meinem aktuariellen Gewissen ins Reine zu kommen, mir noch die Frage gestellt, ob vielleicht das System der Umlage der Pensionen auf die Steuer gegenüber der Regelung mit ordnungsmässigen Kassen eine Herabsetzung der Belastung ermöglicht. Zur Beantwortung dieser Frage habe ich für Österreich Berechnungen angestellt und deren Resultate in den Schlussbemerkungen meines Referats niedergelegt, auf welche ich die Versammlung aufmerksam machen will.

Meine Herren! Sie wissen, dass die Umlage der Pension im Anfange der Gebarung immer viel geringere Mittel fordert als die versicherungstechnische Prämie; denn bei dieser wird am Beginn etwas mehr eingehoben als nötig, damit man für spätere Zeiten etwas zuzuschüssen hat. Aber in Hinkunft, wenn die Mittel vollkräftig vorhanden sind, ist im allgemeinen die versicherungstechnische Lösung billiger. Dies ist aber nur dann richtig, wenn nicht gleichzeitig mit dem Anwachsen der Pensionen auch die Zahl der Personen, auf welche die Umlage aufgeteilt wird, in stetem Anwachsen begriffen ist. Es ist gelegentlich des Kongresses in Wien eine ganze Reihe von Abhandlungen geschrieben worden, in denen nachgewiesen wurde, dass je nachdem ein stetes Anwachsen der Zahl der Beitragspflichtigen, zugleich mit der Anspruchsberechtigten stattfindet, die auf die einzelnen Personen fallende Umlage in relativ gleicher Abnahme begriffen ist. Es ist ja auch selbstverständlich: wenn die Zahl der Beitragenden grösser wird, muss die Umlage auf die Einzelnen kleiner werden; und nun hat man gefunden, dass die Umlage im Beharrungszustande gerade in dem Verhältnis kleiner wird als die Zahl der Angestellten sich vermehrt, und dass wenn z.B. — dies ist in Österreich der Fall — alljährlich eine Angestelltenvermehrung um  $3\frac{1}{2}\%$  stattfindet, die Umlage auf die

Einzelnen im Beharrungszustande der versicherungstechnischen Prämie zu  $3\frac{1}{2}$  % gleichkommt. Wenn also in diesem Falle der Staat Pensionskassen auf versicherungstechnischer Grundlage gehabt hätte, würde er doch nicht den oben erwähnten Vorteil eines derartigen Systems, die Erniedrigung der Belastung der Steuererträger, einheimsen.

Dazu gesellt sich aber — allerdings zunächst für die österreichischen Verhältnisse — noch ein anderes Moment. Das Recht des Beamten auf Gehalt erschöpft sich nicht in einer einmal festgestellten Summe von Mark oder Kronen, sondern der Staat garantiert seinem Angestellten einen seiner Stellung entsprechenden Unterhalt. Und so ist es auch mit der Pension. Wenn man sich dies vor Augen hält, muss man für Zeiten, wo das Geld eine so starke Entwertung erfährt, wie in Österreich in jüngster Zeit, die Notwendigkeit anerkennen, dass der Staat die Pensionsansprüche den Verhältnissen entsprechend nachbessert, vielleicht sogar auch die flüssigen Pensionen. Hier nun versagen meine Erfahrungen, wie das auf versicherungstechnischem Wege durch eine Pensionskasse bewirkt werden sollte. Wie soll eine Versicherungskasse bestehen bleiben, wenn der Pensionsanspruch eines Angestellten von 2000 Kronen auf 2400 Kronen aufgebessert wird und eine Witwe, die bisher nur 500 Kronen Pension bekommen hat, vom nächsten Tage 600 Kronen erhalten soll? Laufende Beiträge können dies nicht leisten, da diese nicht mehr gefordert werden und für flüssige Witwenpensionen auch nicht mehr einforderbar sind.

Erkennt man meine Erörterungen als richtig an, dann haben sich die staatlichen Pensionssysteme genau so entwickelt, wie die Wirtschaftstheorie vorschreibt. Vielleicht hat aber auch umgekehrt die Theorie von der Praxis gelernt, wie dies ja so oft der Fall ist.

Dass bei einer Lösung in dem hier angegebenen Sinne auch die Versicherungstechniker nicht zu kurz kommen, dafür sorgen verschiedene Umstände. Als ich sagte, dass das Umlagesystem vielleicht das richtige sei, habe ich nur von den Staatsbeamten im eigentlichen Sinne gesprochen, nicht von den Personen, die in Staatsbetrieben tätig sind. In der Tat sehen wir, dass zumeist in Staatsbetrieben besondere Pensionskassen versicherungstechnischer Einrichtung bestehen. Es ergibt sich auch sofort der Grund, warum dies so ist. Wenn der Staat irgend ein Produkt erzeugt, um es in den Verkehr zu bringen, wird in dem Preis, den er sich

für das Produkt bezahlen lässt, auch die Versicherungsprämie inbegriffen sein, die er wegen der Versorgungsansprüche seiner Angestellten nötig hat; und wenn er nun diese Prämie für etwas anderes verwendete, so wäre dies unrichtig.

Der Versicherungstechniker wird schliesslich auch darum stets eine Rolle spielen, weil es selbstverständlich ist, dass in einem modernen Staate niemals ein Pensionsgesetz zu stande kommen wird, ohne dass er zu Rate gezogen würde, nicht wegen der versicherungstechnischen Prämie, sondern wegen der Frage, welche Belastung in Hinkunft durch irgend ein Pensionssystem erzeugt wird und welches vorteilhafteste Pensionssystem der geringsten Belastung entspricht.

Meine Herren, ich habe mit diesen kurzen, sich den Schlussbemerkungen meines Referats anknüpfenden Ausführungen Ihnen keineswegs eine Meinung aufdrängen wollen. Ich wollte nur jenen Herren, gegenüber, welche, wie die Herren GAMBORG und HOFFMANN und vielleicht der eine oder andere Herr in der Versammlung, für die Anwendung versicherungstechnischer Prinzipien bei der Versorgung der Staatsbeamten schwärmen, kurz darauf hinweisen, dass anderseits auch wichtige Gründe für die Anwendung des Umlagesystems bei der Versorgung der Staatsbeamten vorhanden sind.

*(Lebhafter Beifall.)*

M. BLASCHKE examine d'un point de vue technique les divers systèmes relatifs aux charges d'un service de pensions. Il se demande si l'on doit créer des caisses de retraite suivant les règles actuarielles, ou si l'on doit recourir au système de la répartition, qui n'a pas la faveur des actuaires. Il semble que les Américains avec M. HOFFMANN de l'Amérique et les Danois avec M. GAMBORG préfèrent le système des caisses. L'orateur leur oppose l'avis des économistes qui soutiennent que la création des caisses de retraite et la constitution des réserves représentent un travail superflu dans un organisme d'Etat. La raison en est que, dans le système des caisses d'Etat, trois éléments, qui sont normalement distincts, se trouvent réunis, c'est-à-dire l'assureur, l'assuré et l'objet de placement se trouvent confondus dans l'Etat, qui donne d'une main ce qu'il a pris de l'autre, et applique un système fiscal qui est totalement superflu. M. BLASCHKE se demande alors si le système de la répartition est plus onéreux que le système des caisses d'Etat et à ce sujet il a effectué pour



l'Autriche des calculs qui se trouvent à la fin de son rapport. Tout le monde sait que la répartition est au début moins onéreuse, puisqu'elle ne fait pas intervenir les intérêts, mais que plus tard le système des caisses sur une base technique est moins coûteux, si toutefois le nombre des ayants-droit à la pension n'a pas augmenté. L'orateur mentionne les rapports, présentés au Congrès de Vienne, d'après lesquels les charges de la répartition deviennent moins onéreuses avec l'accroissement du nombre des bénéficiaires. Si en Autriche le coefficient d'augmentation du nombre des employés est de  $3\frac{1}{2}\%$ , la charge individuelle de la répartition sera voisine de  $3\frac{1}{2}\%$  de la prime. A ces considérations M. BLASCHKE ajoute celle que l'Etat doit absolument garantir à ses fonctionnaires une pension en concordance avec leur position: de plus, à l'encontre de la dépréciation de l'argent, l'Etat doit augmenter les pensions. Toutefois l'orateur ne comprend pas par quel système actuariel on pourrait garantir une pension de cour. 2400 à un employé qui hier encore avait droit à cour. 2000 de traitement. En tous cas il émet le voeu que les législateurs s'adressent aux actuaires lorsqu'ils ont à résoudre des questions de cette nature, mais que ceux-ci n'oublient pas que plusieurs raisons militent en faveur du système de la répartition. Aussi leurs conseils ne doivent-ils pas se borner au calcul des primes; il doivent dire quel système de pension doit être préféré en l'occurrence. Enfin il met le Congrès en garde contre l'exagération des conclusions de M. M. HOFFMANN et GAMBORG.

Dr. ERNEST BLASCHKE, Vienna, considered the question whether the correct method of providing pensions for public officials was the level premium system with its resulting accumulation of reserves, or the assessment system which would make the pension claims simply a charge on the taxes; the second is the method almost universally adopted even when the officials themselves make contributions. Dr. BLASCHKE thought the former plan caused a needless amount of labour. In order to establish pension funds on the level premium system the State must collect higher taxes and the part of the taxes which is not required to meet current claims will be handed back by the State by the withdrawal from circulation of State Securities, which later on it will again place into circulation when the pension claims demand it. Such being the position, Dr. BLASCHKE said it might well be asked what object is attained



if the State collects these higher taxes only immediately to hand them back. Dr. BLASCHKE then dealt with the question whether the assessment system as opposed to the level premium system did permit of lowering the burden placed on future generations. At the commencement in the case of the level premium system the claims would be less than the premiums collected and the balance would be set aside for later times. When those times arrived, the cost of the pensions would be less than under the alternative system. This would, however, only be true if with the growth of the reserves there were no steady increase in the number of taxpayers and in the number of those for whom pensions have to be provided. On account of this increase it has been found that in Austria-Hungary, for example, funds established on the level premium system could not have claimed the advantage of a reduction in the burden per individual when compared with the assessment system. If the State provides pensions suitable to the social positions of its officials, with the reduction in the purchasing power of money increases in the pensions would become necessary. No actuarial calculations could provide for this contingency.

Mr. FREDERICK L. HOFFMAN (Newark N. J.).

*Mr. Chairman and Gentlemen!*

I desire to add a few words to my address as it has been printed, for at the time when the same was written legislation was pending which has since gone into effect. I deal in my address to a considerable extent with the American Military Pension System, which goes back to the foundations of our government and which up to the present time has cost us over four billion dollars. This system rests upon the theory that it is better to benefit a large number of pensioners by relatively small pensions than to provide adequate pensions for a smaller but more deserving number of cases. We have gradually come to the conclusion that a more scientific system is required, in which there shall be a due regard to the length of military service, the age attained, and the degree of service disability. The law which has recently gone into effect remedies certain defects in previous legislation, but it will add from twenty-five to thirty million dollars per annum to the military pension expenditures of the Federal government. In con-

nection with recent legislation more attention was given to the actuarial aspects of the problem, but it cannot be said that a much higher degree of certainty has been attained in the estimates of probable future cost.

The second point to which I desire to direct attention is that while we have not as yet adopted a Civil Service Retirement plan for the employees of the Federal government, such a plan is under very serious consideration by Congress and there is a strong probability that some such system will be adopted in the near future. It is a gratifying fact that in the preparation of the tentative drafts of bills for this purpose the required use has been made of qualified actuarial advice and the delay in the enactment of a Civil Service Retirement law is probably due largely to the fact that the more correct estimates of probable future cost are giving the government serious concern.

Under date of May 6, 1912, President TAFT sent a special message to Congress transmitting the report of the Committee on Economy and Efficiency on the subject of Retirement from the Classified Civil Service of Superannuated Employees, emphasizing therein the necessity of a carefully considered retirement plan and submitting such a plan in conformity to the recommendations of Mr. HERBERT D. BROWN, the actuarial adviser to the Committee on Economy and Efficiency. This report, which has been printed as a public document, is an exceedingly interesting and instructive contribution to insurance science and may be said to represent the best possible compromise which can be had with reference to this more or less debatable subject. The President in concluding his recommendation to Congress for the adoption of the proposed plan, said:

„I am firmly convinced that the proposed plan is superior to any form of straight pensions, in that an employee upon retirement at any time may avail himself of his savings with the accrued interest, or his representatives may do so in the event of his death, whereas any form of pension or gratuity from the government must inevitably be considered as a part of compensation and is available only to those employees who succeed in living to a given age and remaining in the service to that age and in living a sufficient time beyond that age to receive in pension payments the value of their deferred pay. Avoiding, therefore, the dangers and disadvantages of the straight pension, the proposed plan com-

mends itself as satisfactory from the viewpoint of the government and the viewpoint of the employee. It is advantageous to the government, since the efficiency of the service will be increased by providing the means of retiring those who have reached the age of decline. It is advantageous to the employees, since it protects them from want in old age with the least interference in their private affairs, and makes the service more attractive to the younger employees by facilitating promotions to higher salaries and grades at earlier ages than is possible under present conditions." 1)

Mr. Chairman and Gentlemen: I respectfully submit that in these remarks President TAFT has laid down the soundest principle that should govern in the public pension policy for Civil Service employees. He recognizes the supreme importance of the contributory principle, which has, unfortunately, been disregarded in so much of our military pension legislation, having no reference, of course, to legislation providing for soldiers and sailors disabled and permanently incapacitated as the immediate result of active service in time of war. It requires no argument to sustain the contention that if we want to encourage thrift and the attainment of economic independence at any period of life, including youth and old age, we must not follow the fatuous policy of giving the weight of our endorsement to the prevailing theories in favour of universal old age pensions on a non-contributory basis. In the opinion of those best qualified to judge, such a policy is no more and no less than merely a modified form of poor relief and in all probability more disastrous in its economic consequences than a liberal policy of pauper support.

I should like to add a few words on the subject of social insurance, which, even from an American point of view, is attaining increasing importance as a social, economic and political question. We have heretofore been of the opinion that the principles of social insurance are not likely to be adopted by English-speaking nations, but the recent enactment of the National Insurance Act of the United Kingdom proves conclusively that such legislation is of universal application to the needs of the wage-earning

---

1) The official title of this report is: „Retirement from the Classified Civil Service of Superannuated Employees: Message from the President of the United States, 62nd Congress, 2nd Session, II. of R. Document No. 732, Washington, 1912."

element of all civilized nations. Personally, I have for many years made a careful study of the German, Austrian, and other Continental compulsory insurance systems, and while there is much to be said against any form of compulsion in the matter of thrift, it is evident by the results that in actual experience no very serious harm has been done to the moral qualities of the beneficiaries under a system which has gradually become universally accepted throughout a large portion of the world. Granting that there is much discontent under the German system and that some very obvious and decidedly serious results have followed, particularly in the direction of malingering, it remains to be considered that the period of time during which the system has been in actual operation is hardly sufficient to prove conclusively whether the evils referred to are not merely of a temporary character. In any event, it would seem to me the duty of every actuary and student of insurance science to consider most seriously the possibility of a still further and needless enlargement of the sphere of the State in the field of social insurance, which must needs encroach upon that of private insurance which has heretofore been practically free from interference of this kind. I, therefore, desire to express my profound obligation to the several speakers on this subject and to those who have contributed a number of important Papers, so ably summarized by the referee.

No new country, however wealthy or over-anxious to develop rapidly its natural resources, is likely to escape, in the long run, the necessity of adopting a pension system for Civil Service employees. For that reason, I believe that we should take into account the negative lessons of past experience as well as the positive and avoid the evils of bad legislation by giving encouragement to the adoption of carefully framed pension and other insurance laws for the obvious purpose of promoting the common good. There is the further obligation on the part of those who are familiar with the underlying theory of pension legislation as derived from the principles of mathematics and finance, to warn those who would rashly adopt ill-considered laws with the practical certainty of enormous future liabilities to be discharged by those who had no voice in their creation. The burden of military and Civil Service pensions should, as far as practicable, be borne by the generation which has been benefitted by the service of those retired on account of age or disability, and this applies

equally to retirement funds established for the benefit of those employed by private corporations. There is at present a tendency of going too far in the matter of pension legislation for governmental and private employees, with the result that too large a proportion of the family income is required for the present payment of future benefits, which may or may not be realized, as the case may be. Obviously, by making the contributions too high, as an aim for providing for a secure and comfortable old age, there is the danger that the present-day efficiency of the contributors may be substantially curtailed. The successful solution of the problem lies in a conservative compromise between the extremes and a sympathetic understanding of the actual needs of the condition which requires to be met.

Herr HOFFMAN giebt zuerst eine kleine Ergänzung zu dem Teile seines Berichtes, der sich mit den Militärpensionen befasst und weist darauf hin, dass die Vereinigten Staaten für Militärpensionen sehr namhafte Beträge ausgegeben haben. Die Auslagen, welche aus diesem Titel den Vereinigten Staaten erwachsen sind, haben nach den vorgenommenen Schätzungen im Verlauf von 22 Jahren, von 1879—1911 über 4000 Millionen Dollars betragen.

Der soziale Grundgedanke, von dem bei der Zumessung dieser Pensionen ausgegangen wurde, ging dahin, einer möglichst grossen Anzahl von Personen Militärpensionen zuzugestehen. Die durchschnittlichen Pensionsbeträge waren daher auch sehr klein. Durch ein neues, seit der Erstattung des Referates eingebrachtes Gesetz wurde mit diesem System gebrochen, und es ist vielmehr das Prinzip zum Durchbruch gelangt, das Herr HOFFMAN für das richtige hält, nämlich die Abstufung der Pensionen nach dem Alter und der Dienstzeit des Pensionsempfängers sowie dem Grade der Invalidität.

Herr HOFFMAN bemerkt weiters, dass die Vereinigten Staaten von Amerika bisher in den grossen Fehler verfallen sind, bei ihrer Pensionsgesetzgebung die Grundsätze der Versicherungstechnik zu ignorieren. Infolgedessen haben die faktischen Auslagen die ursprünglich erwarteten in ganz unverhältnismässiger Weise übertroffen. Man ist aber zu einer besseren Einsicht gekommen; die Regierung hat bei Vorbereitung der vorerwähnten neuen Gesetzesvorlage versicherungstechnische Berechnungen zugrundegelegt und die Vertreter der Versicherungswissenschaft zu Rate gezogen, ein



wichtiges Moment, das auch für die Hebung der Standesinteressen der Aktuare von grosser Bedeutung ist.

In der Botschaft vom 6. Mai 1912 hat der Präsident Taft dem Kongresse eine Gesetzesvorlage über die Schaffung eines Pensionsystems für die Zivilstaatsbediensteten angekündigt. Die Grundgedanken dieses Entwurfes gehen dahin, dass die Beamten Pensionsbeiträge zu leisten haben und dass der Wert des Pensionsanspruches am Anfang, d. h. nach kurzer Dienstzeit, nicht viel mehr ausmacht als die eingezahlten Beiträge samt Zinsen, mit zunehmender Dienstzeit aber durch Staatszuschüsse progressiv erhöht werden. Dies hält Herr HOFFMAN für das einzig richtige System, u. zw. im Interesse des Staates sowohl als der Beamten. Für den Staat, weil er bei Anwendung dieses Systems sich von alten Beamten, die nicht mehr mitkommen können, leichter entlasten kann; für die Beamten, weil die Älteren sich nach langjähriger Dienstzeit eine reichliche Pension sichern und die Jüngeren daher besser und schneller zu den höheren Stellen vorrücken können.

Herr HOFFMAN macht schliesslich einige Bemerkungen über die in Amerika in den letzten Jahren aufgetauchte und an Intensität zunehmende Bewegung auf Einführung einer allgemeinen Volksversicherung, — eine Frage, die nach der englischen Old Age Pension's Act von 1908 aktuell geworden ist. In Amerika wird in den letzten Jahren viel darüber diskutiert, ob das System der Versicherung in eigentlichem Sinne oder jenes der Versorgung, d. h. der Gewährung staatlicher Pensionen, ohne Einhebung von Prämien vorzuziehen sei. Herr HOFFMAN spricht sich in diesem Streite der Meinungen entschieden für das System der Versicherung unter Einhebung von Beiträgen seitens der Versicherungspflichtigen aus. Wenn Amerika in seinem Pensionswesen sowie in der Sozialversicherung einen energischen Schritt nach vorwärts machen will, so wähle es nicht das System der Staatsbürgerversorgung, sondern das System der echten Versicherung mit Beitragszahlung auf versicherungstechnischer Grundlage.

M. HOFFMANN commence par rappeler les considérations qui terminent son rapport. Il n'a pas voulu déclarer que le système des pensions militaires n'est pas réalisé aux Etats-Unis; mais il expose que le système en pratique considèrait les pensions comme une récompense du service de guerre. Il ajoute que depuis son rapport,



au lieu du système sans cotisations qui avait été suivi jusqu' alors, on a créé pour les employés civils un système de beaucoup supérieur, qui alloue des pensions en rapport avec les versements des employés. Ce système offre l'avantage de garantir aux employés d'âge mur d'une pension suffisante et de procurer aux employés jeunes et capables l'occasion d'un avancement rapide. L'orateur espère qu' à la suite de cette heureuse expérience l'Etat ne se passera plus du Concours de la science actuarielle.

L'orateur s'étend sur la question — également soulevée en Amérique — de la préférence à attribuer soit au système de la répartition soit à celui de la couverture. Il se déclare partisan résolu du système d'assurance ouvrière, avec contributions des patrons et des ouvriers, calculées sur des bases techniques, et s'oppose au système de la répartition qui convient mieux aux pensions d'indigents qu' à celui de travailleurs en général.

Herr Prof. Dr. ALFRED MANES (Berlin).

*Meine Herren!*

Das heute zur Diskussion stehende Thema, das öffentliche Pensionswesen, ist von deutscher Seite mit besonderer Dankbarkeit zu begrüßen. Denn die Grundsätze der deutschen Versicherungswissenschaft, wie unser Deutscher Verein für Versicherungswissenschaft sie vertritt, sind mit den Grundsätzen der engeren (englischen) Aktuarwissenschaft nicht identisch. Wir gehen über die rein mathematisch-technische Lebensversicherungsdisziplinen hinaus und meinen, dass man nicht nur alle Zweige der Assekuranz wissenschaftlich behandeln soll, sondern erkennen die medizinische, wie die juristische und die wirtschaftliche Seite aller Probleme der Versicherung als der mathematisch-technischen Seite völlig gleichwertig an. Das uns heute beschäftigende Thema — es ergab sich dies auch aus den Ausführungen des Herrn Hofrat BLASCHKE — hat nun aber in erster Linie eine wirtschaftliche und vielleicht erst in allerletzter Linie eine rein mathematisch-technische, actuarielle Seite. Es ist das einzige Thema dieses Kongresses, das über das Arbeitszimmer des Aktuars unbedingt hinausgeht und auch das öffentliche Versicherungswesen berührt.

Meine Herren, ich sehe den Hauptwert der uns vorliegenden Berichte nicht darin, dass sie etwas neues gegeben hätten; das wollten sie ja wohl auch nicht, sie wollten nur die bestehenden

Gesetzgebungen darstellen. Ich sehe den Hauptwert der Berichte in ihren Anregungen, im Aufwerfen von Problemen, die in aktuariellen Kreisen noch gar nicht oder sehr wenig berührt worden sind. So meine ich als ein sehr wichtiges Ergebnis der hier vorgenommenen Untersuchungen erwähnen zu müssen, dass — wenn ich die meisten Berichte richtig verstehe —, man das staatliche Pensionswesen als eine Versicherung auffasst. Es hätte sonst auch keinen Sinn gehabt, auf einem Versicherungskongress das Thema überhaupt zur Erörterung zu bringen. Diese Auffassung des staatlichen Pensionswesens kann aber die ausserordentlich wichtige Konsequenz haben, dass man auch die Old Age Pensions als eine echte Versicherung aufgefasst haben will; und das ist eine sehr wichtige Folgerung, auf die ich hinweisen möchte.

Meine Herren, ich vermisse in den sämtlichen Berichten die national-ökonomische Erklärung für die Eigentümlichkeiten des staatlichen Pensionswesens. Diese Erklärung ist jedoch sehr einfach. Der Staat rechnet, was seine Ausgaben angeht, in ganz anderer Weise als eine Privatgesellschaft. Die Privatgesellschaft bemisst, oder soll wenigstens ihre Ausgaben nach ihren Einnahmen bemessen, aber der Staat bemisst seine Einnahmen nach seinen Ausgaben. Die Verhältnisse werden hier geradezu auf den Kopf gestellt. Wenn man von diesem Gesichtspunkte aus die Frage der staatlichen Pensionierung betrachtet, verliert sie eigentlich überhaupt ihr rein aktuarielles Interesse.

Das staatliche Pensionswesen ist aufzufassen als eine Versicherung mit latenten Beiträgen, welche im Gehalt des Beamten enthalten sind. Der Beamte hätte mehr Gehalt, wenn er nicht den Pensionsanspruch hätte.

Aus dieser Anschauung lässt sich eine weitere, ausserordentlich wichtige Konsequenz ziehen. Man muss sagen: die soziale Versicherung, selbst diejenige, zu der der Arbeiter keinen Beitrag zahlt, ist, auch vom Standpunkte des Aktuars, eine echte Versicherung, denn der Arbeiter wie der Beamte stellen ihre Arbeitskraft zur Verfügung, zahlen statt mit Geld mit dieser und dafür bekommen sie vom Staat eine Pension, eine Versicherungsleistung. Dies ist eine Anschauung, die von national-ökonomischer Seite seit Jahrzehnten als richtig anerkannt wird; und als National-ökonom ist es mir ausserordentlich interessant, dass auch die Herren Aktuare dieser an sich ganz anti-aktuariellen Auffassung offenbar unbewusst beigestimmt haben.

Ich sagte, dass die Berichte Anregungen gegeben haben. So meine ich, dass die Mitteilung des Herrn Hofrat BLASCHKE, es gäbe in Österreich — und in Deutschland können wir in dieser Hinsicht mit Österreich wetteifern — 40 verschiedene Pensionsarten uns die Notwendigkeit einer Vereinfachung, ich sage nicht: einer Vereinheitlichung, ersehen lässt.

In diesem Zusammenhang möchte auch ich einige, vielleicht ketzerische Gedanken aufwerfen, die mir namentlich durch das deutsche Angestellten-Versicherungsgesetz kommen, worin der Staat nicht nur den Staats-, sondern speziell auch den Privatbeamten eine Pension sichert — ein enormer Schritt vorwärts, sagen viele!

Es wundert mich, dass man hier noch gar nicht gefragt hat, ob es für die Staatsbeamten oder für ihre Hinterbliebenen, nicht manchmal besser wäre, wenn die Pension ihnen unter gewissen Kautelen nicht in der Form einer Rente, sondern in der Form eines Kapitals gewährt werden könnte. Ich kann mir eine Anzahl von Fällen vorstellen, in denen es z. B. für die hinterbliebene Witwe besser wäre, dass sie ein kleines Kapital, mit dem sie ein Geschäft gründen kann oder dergleichen statt einer nicht sehr hohen Rente bekäme. Ich will nicht dafür eintreten, dass dies kommen soll, sondern das Problem nur zur Diskussion stellen.

Eine weitere Frage ist diese, ob nicht, in grösserem Umfang als es in dem Angestellten-Versicherungsgesetz geschieht, dem Beamten die Befreiung von der Pensionspflicht gewährt werden sollte, wenn er mit Lebensversicherungsunternehmungen Ersatzverträge abschliesst. Ich kann mir sehr wohl den Fall denken, dass es für jemand persönlich viel vorteilhafter ist, mit einer Privatgesellschaft eine Lebensversicherung abzuschliessen als (latente) Beiträge für eine staatliche Pension entrichten zu müssen. Aber auch dies ist nur eine ketzerische Erwägung.

Meine Herren, ich verstehe, dass man von rein aktuariellem Standpunkte aus das staatliche Pensionswesen, wie man es in den meisten Staaten findet, verurteilt — die Herren haben es ja auch getan —, aber es wundert mich, dass keiner auf sonstige Nachteile des staatlichen Pensionswesens hingewiesen hat. Alles was jemals gegen die obligatorische Arbeiterversicherung, gegen die soziale Versicherung im allgemeinen, gesagt worden ist, alles das hätte der Kritiker — ich sage nicht, dass ich ihm zugestimmt hätte! — auch gegen das staatliche Pensionswesen vorbringen können. Er hätte sagen können, dass die staatlichen Pensionen vor allen

Dingen die Entwicklung des Spartriebs bei den Beamten hindern, dass sie die Rentenhysterie nähren, dass viele nur um die Pension zu bekommen Beamte werden. Wenn Nachteile wie diese aber gegen das Staatsappensionswesen gerade von den der Sozialversicherung nicht immer günstig gesinnten Aktuaren nicht vorgebracht, nicht geglaubt werden, dann darf man sie auch nicht gegen die soziale Versicherung vorbringen.

Eine weitere Frage sei gestreift. Ein Beamter kann eventuell im rüstigsten Mannesalter pensioniert werden. Wenn er nun vielleicht eine Rente bekommt von jährlich 6000 bis 18000 M. und er nimmt nachher in einer privaten Gesellschaft noch eine Stellung an, die ihm dazu noch das Mehrfache der Rente an Gehalt verschafft, soll dann der Staat noch verpflichtet sein diesem Manne, der noch die Fähigkeit hat sich in der privaten Gesellschaft ein so grosses Einkommen zu verdienen, eine gleich hohe Pension zu gewähren? Auch diese Frage möchte ich nicht beantworten.

Ich bedauere, dass keine oder fast keine Berichte aus den Ländern vorliegen, in denen eine staatliche Pensionsregelung nach deutsch-französischem Muster nicht vorhanden ist. Gerade diese Berichte wären die interessantesten gewesen. Ich hätte so gerne gesehen, dass auch aus Australien und aus Neu-Seeland Berichte gekommen wären, in welchen Ländern neue Gesetze vorliegen, die im wesentlichen den Beamten die Möglichkeit gewähren, bei vom Staat errichteten Kassen zu sehr günstigen Bedingungen, jedoch auf aktuarieller Grundlage, Versicherungen abzuschliessen. Weil man in diesen ultra-demokratischen Staaten heute Premierminister und morgen wieder Schullehrer oder Eisenbahnarbeiter sein kann, liegt es nahe, dass da eine besondere Fürsorge hinsichtlich der Pensionierung eintritt. Vielleicht kann einer der Herren aus Australasien uns über diese Regelungen Näheres mitteilen.

Von Herrn DAWSON ist mir die Ehre zu Teil geworden, in seinem Berichte als ein unbedingter Verfechter der Old Age Pensions zitiert zu werden. Ich muss da doch etwas protestieren, eine nicht unbedeutende Einschränkung machen. Ich darf auf diesen Punkt jetzt nicht ausführlich eingehen, möchte aber meine Meinung — teilweise auch im Gegensatz zu Herrn HOFFMAN — lediglich dahin präzisieren, dass meiner Ansicht nach die Old Age Pensions himmelhoch über dem Armenpflegesystem stehen — weil sei ein festes Recht geben —, dass aber die Versicherung wieder himmel-

hoch über den Old Age Pensions steht. Es ist falsch, zu behaupten, dass die Old Age Pensions nur eine modifizierte Armenpflege sind. Dies ist ein Schlagwort, mit dem man nicht viel weiter kommt, und das man mit eben soviel Recht, d. h. mit eben soviel Unrecht, gegen die ganze soziale Versicherung vorbringen kann. Auch Herr DAWSON ist kein Gegner der sozialen Versicherung: er will eine Krankenversicherung, eine Unfallversicherung und eine Invaliditätsversicherung. Nur für die Altersversorgung macht er Unterschiede und sagt — aus Gründen, deren Wichtigkeit keineswegs zu verkennen ist —, dass unter Umständen und gewissen Bedingungen das Old Age Pensions-System gewisse Vorteile bringen kann.

Meine Herren, gestatten Sie mir zum Schluss noch die folgende Bemerkung. Das staatliche Pensionswesen ist in den letzten Jahrzehnten immer mehr von privaten Gesellschaften, namentlich in der Grossindustrie, nachgeahmt worden, und diese Grossindustrie stattet ihre Beamten mit viel grösseren Pensionen aus, als der Staat bisher zu tun vermochte. Da möchte ich nun doch auf eine grosse Gefahr aufmerksam machen, die dem Staat mit seinem finanziell manchmal etwas rückständigen Pensionswesen droht, die Gefahr nämlich, dass mit der fortschreitenden Möglichkeit, sich auch im Privatdienste eine Pension zu sichern, der Staat die besten Kräfte verlieren wird weil diese besten Kräfte sich den Stellungen mit dem besten Pensionsystem widmen werden.

Alles das zeigt, meine Herren, wie falsch es ist, eine Frage wie die des staatlichen Pensionswesens von rein mathematisch-technischem Standpunkte aus betrachten zu wollen, und wie es vielmehr unbedingt notwendig ist, dass der Aktuar ein mindestens so guter Nationalökonom wie ein Mathematiker sei. Die national-ökonomische Seite der Versicherungswissenschaft darf gegenüber der rechnerisch-technischen nicht vernachlässigt werden.

*(Lebhafter Beifall).*

M. MANES se félicite de voir que le Congrès a étendu son cadre au delà des limites de la science technique et s'est placé sur le terrain juridique et économique. Il est certain que la question de l'assurance des employés d'Etat dépasse le terrain purement actuariel. Il suffit de lire les rapports distribués pour constater que leurs auteurs ne se restringent pas au point de vue actuariel. Les termes mêmes dans lesquels le comité d'organisation a posé la question attestent le caractère principalement économique du sujet



à traiter. L'orateur après avoir salué cette tentative d'élargir les discussions des congrès d'actuaire signale que les rapporteurs posent un certain nombre de questions, non pas pour les résoudre mais pour les mettre en évidence.

L'orateur met ses collègues en garde contre le danger de considérer les pensions d'ouvriers comme assurance proprement dite. Selon lui une explication économique de cette question fait défaut dans tous les rapports. Cependant elle est bien simple. Une société privée règle ses dépenses selon ses revenus; l'Etat par contre règle ses revenus selon ses dépenses et de ce point de vue le problème des pensions d'Etat perd son intérêt actuariel. Les pensions d'Etat constituent une assurance avec des contributions soit réelles, soit latentes c. à d. imputées sur le salaire.

Une autre question, suggérée par les rapports, est celle de savoir s'il est préférable d'allouer aux veuves de fonctionnaires un petit capital plutôt qu'une rente. Sans résoudre la question en général, l'orateur déclare que selon son expérience un petit capital est dans plusieurs cas préférable à une rente.

Il s'étonne, d'autre part, que personne n'ait démontré les inconvénients des pensions d'Etat en général. Tous les arguments opposés à l'assurance obligatoire des fonctionnaires, auraient pu être reproduits, p. e. l'influence néfaste sur l'épargne et l'attrait de certaines fonctions dû à l'espoir d'une pension future.

M. MANES soulève encore la question du cumul de la pension d'Etat et de la rémunération exceptionnellement élevée que procure à un fonctionnaire pensionné un emploi dans l'industrie privée.

L'orateur regrette l'absence de rapports relatifs à l'Australie et à la Nouvelle-Zélande, pays où la loi donne aux ouvriers la faculté de s'assurer à des caisses d'Etat sur des principes purement actuariels.

L'orateur examine ensuite les critiques dont il a été l'objet. On lui a prêté certaines idées qui ne sont pas absolument les siennes. Il ne croit pas que le système de l'Old age pensions act soit le système le plus désirable, mais il ne faut pas dire, comme le fait M. HOFFMANN, que c'est une loi contre l'indigence plus ou moins modifiée. L'old age pension a par rapport à l'assistance la même supériorité, que l'assurance par rapport à l'old age pension: puisque, loin d'être une simple assistance, il confère un droit à ses bénéficiaires.

Toutes ces observations prouvent qu'il est erroné de traiter



cette question d'un point de vue purement mathématique, et qu'il est nécessaire que l'actuaire soit autant économiste que mathématicien. (*Applaudissements*).

Dr. ALFRED MANES, Berlin, stated that he looked in vain in the Papers for a declaration of the conditions peculiar to the State as the grantor of pensions. The State calculates its outgo quite differently from a private company. A private company measures its outgo by its income, whereas the State measures its income by its outgo. If one regarded the question of State pensions from this point of view, they lose their purely actuarial interest.

State Pensions should be regarded as Assurances, for which the official pays in his salary. The official would have received a larger salary, if no pension were granted. Similar remarks could also be applied to social assurance providing for pensions to the working classes.

It had also surprised Dr. MANES that no one had asked whether in some instances it would not be better for the State official or his dependants if, in lieu of the pension, a capital sum were granted. Dr. MANES could imagine many cases where such a benefit would be preferred.

Another subject for discussion would be found in the advisability or non-advisability of freeing the official from the pension, provided he concluded life assurances with life assurance companies.

A further question arises. An official may be pensioned when still comparatively young and may then be in a position to double his income by further work in a private company. Should the State grant a man in such a position an equally large pension?

Dr. MANES joined issue with Mr. DAWSON's Paper and said that from his point of view the Old Age Pension System was much to be preferred to the system of relief and that Assurance was better than the Old Age Pension System. It was wrong to state that Old Age Pensions are a modified form of Poor Relief. Such an argument could be brought against all social insurance. Mr. DAWSON is no opponent of social insurance; he would provide sickness, accident and invalidity insurances and he only excepts the provision for old age.

In conclusion Dr. MANUS said everything showed how false it was to treat State pensions from a purely mathematical point of view. The actuary should be as good a Social Economist as a Mathematician.

M. RISSER (Paris):

*Messieurs,*

Mon attention a été appelée d'une façon tout spéciale par le brillant exposé du très distingué Professeur BLASCHKE et aussi par le résumé fait au début de la séance sur les différents rapports présentés au congrès.

M. BLASCHKE a parlé de deux systèmes dans la constitution et l'organisation des pensions de vieillesse dans les administrations publiques: le système de la répartition et le système de la couverture. Sa discussion rappelle dans ses termes élégants et dans son esprit celles que nous avons vu exposer dans certaines de nos revues économiques au moment de la discussion de la loi des retraites ouvrières en France pendant la période 1906—1910, et aussi au cours des débats parlementaires tant à la Chambre qu'au Sénat pour l'étude des modifications apportées à la même loi, débats qui ont abouti à la loi transformée de Février 1912.

Je désire toutefois dire un mot au sujet de la couverture et de la répartition dans le cas où l'Etat, ou encore l'Administration publique qui le remplace en la circonstance, accorde à l'assuré au moment de l'entrée en jouissance de sa pension une allocation viagère.

J'emprunterai mes chiffres à un rapport officiel publié au cours de la discussion de la loi des retraites ouvrières (Rapport Cuvinot Année 1909) et m'excuse à l'avance de ne point les donner avec toute la précision suffisante, car je n'ai point le rapport du président de la commission sénatoriale sous les yeux. Si l'on considère la population de 15 à 65 ans, formée par les assurés obligatoires (10.400.000 personnes environ) et si l'on admet avec M. CUVINOT que le nombre de bénéficiaires de l'allocation viagère âgés de 65 ans s'élève à 111.500 et celui des bénéficiaires de 65 ans et plus à 1.357.000 environ, on trouve que le montant des allocations viagères distribuées en arrérages 6 millions 7 la première année et 81 m. 4 au régime permanent.

Avec le système de la couverture, les charges de l'Etat seraient constamment les mêmes, et il est évident que bien avant le régime permanent (c'est à dire à partir de la 38<sup>e</sup> année de mise en vigueur de la loi), l'avantage reviendrait à ce dernier système.

Il suffit pour s'en rendre compte, de consulter les tarifs de la Caisse nationale de retraites pour la vieillesse, et de calculer le

capital constitutif d'une rente viagère immédiate de fr. 60 à 65 ans (si l'entrée en jouissance est fixée à 60 ans).

Les mêmes observations subsistent si l'on reporte à 60 ans l'époque d'entrée en jouissance de la pension.

Rappelons que l'emploi de ces chiffres suscite un certain nombre d'observations tant au point de vue actuariel qu'au point de vue statistique; ces observations ont été signalées dans bon nombre d'études techniques concernant la loi des retraites ouvrières en France.

En résumé cela n'empêche pas de dire que le système de la couverture doit pour deux raisons être préféré :

1. parce qu'il permet de prévoir les charges toutes les fois que les devis actuariels ont été effectués avec rigueur.

2. parce qu'il est plus économique au bout d'un temps très restreint.

Le deuxième point de vue n'est point négligeable car il faut bien se rendre compte que pour une nation ou une administration publique, une période de 25 à 30 années au point de vue du fonctionnement d'une loi de retraites ouvrières représente un temps assez restreint.

Peut-être, et c'est je pense l'unique raison, pour ne point effrayer les contribuables les parlementaires préfèrent le système de la répartition; on ne fait apparaître que les dépenses des premières années jusqu'à la dixième ou quinzième, et on met en évidence les différences de dépenses des deux systèmes pour chacune des années envisagées.

On peut objecter, il est vrai, que dans le système de la couverture, l'Etat ou les organismes officiels d'assurances ont à gérer des sommes relativement importantes; il est vrai que ces organismes n'ont à s'occuper des sommes appartenant à l'assuré et provenant du capital constitutif que pendant une période de 42 ans au plus (entrée en jouissance 60 ans — âge extrême de l'assuré 102 ans). De plus, ces sommes ne sont au fond qu'une assez faible portion de celles qui constituent les réserves mathématiques des assurés.

Je tiens à faire remarquer à ce propos que si l'âge d'entrée en jouissance de la pension est fixé à 60 ans, et si les assurés sont supposés commencer leurs versements à 15 ans, la période de régime permanent pour le montant des allocations viagères se manifeste à partir de la 43<sup>e</sup> année, et la période de régime permanent pour le montant des pensions des assurés commence à la 88<sup>e</sup> année.

Remarquons enfin que si l'Etat peut adopter le système des arrérages, toute administration ou groupement (non rattaché à l'Etat) accordant des allocations de pensions doit, pour éviter tout aléa dans le fonctionnement de son système de retraites, utiliser le système de la couverture, malgré les fluctuations probables du taux de l'intérêt.

Messieurs, permettez-moi de vous dire encore un mot au sujet de l'organisation des pensions de vieillesse et en particulier d'exceptions diverses au régime général de la loi du 5 Avril 1910.

Le législateur a prévu le maintien de caisses de retraites déjà existantes et stipulé que de nouvelles caisses pouvaient être instituées par un simple décret rendu sur la proposition des ministres du travail et des finances et du ministre compétent.

Les économistes et les juristes ont pu d'ailleurs se documenter en France d'une façon heureuse grâce aux rapports fort intéressants dues à M. LOUIS FONTAINE (voir le rapport de l'Economie sociale, exposition de 1900) et au secrétaire général de l'Institut des actuaires français, M. LÉON MARIE et enfin grâce à une étude de M. L. WEBER (Les caisses de retraites en France) publiée sous les auspices de l'office du Travail (1898); ces auteurs ont signalé tout spécialement les caisses à forme tontinière et montré que pour beaucoup d'entre elles il n'y avait pas de bases techniques et que l'équilibre actuariel n'existait point.

Je ne me permettrai point d'empiéter sur les exposés des différents rapports; il me suffira de signaler la différence considérable entre les sommes servant à la constitution des pensions de retraites des ouvriers des compagnies de chemins de fer en France (retenues sur les salaires, versements des compagnies) et celles affectées à la formation des pensions dans les caisses de retraites de certaines administrations — (elle atteint de 8 à 9 % du salaire).

En résumé je veux affirmer que dans ce domaine l'intervention de l'actuaire est indispensable et son concours est des plus utiles au législateur.

Herr RENÉ RISSER macht, an die Ausführungen des Herrn Prof. BLASCHKE aus Wien anknüpfend, einige Bemerkungen über den Unterschied zwischen dem Umlage- und dem Kapitaldeckungsverfahren. Nach den Grundlagen des dem französischen Senate im Jahre 1909 vorgelegten offiziellen Berichtes des Senators Cuvinot würden sich für das französische Altersversicherungs-Gesetz bei

Anwendung des Umlagesystems die Ausgaben im ersten Jahre nach dem Inkrafttreten des Gesetzes auf 6,600,000 Francs belaufen und allmählich bis zur Erreichung des Beharrungszustandes auf den Jahresbetrag von 81,400,000 Francs ansteigen; dieser Beharrungszustand wäre im 43. Jahre nach dem Inkrafttreten des Gesetzes erreicht.

Bei dem Kapitaldeckungssystem dagegen hätte der Staat mit einer gleichmässigen jährlichen Ausgabe von ca. 60 Millionen Francs zu rechnen. Der Kreuzungspunkt, bei welchem der Jahresaufwand nach dem Umlagesystem die jährlichen Ausgaben der Kapitalsdeckung übersteigt, fiel ungefähr in das 15. Jahr der Wirksamkeit des Gesetzes. Herr RISSEr gibt zu, dass bei einer auf einem Staatsgesetze beruhenden Zwangsversicherung — wenn man sich den Staat als ewigdauernden Organismus denkt — das Umlage- und das Kapitaldeckungssystem beide prinzipiell als gleichwertig zu betrachten sind. Das Umlageverfahren ist jedoch unanwendbar, wenn es sich um den Pensionsfond einer einzelnen, privaten Gesellschaft, z.B. einer Eisenbahnunternehmung handelt; hier kommt rationeller Weise nur das Kapitaldeckungsverfahren in Betracht. Nach der persönlichen Meinung des Referenten hat aber auch für den Staat und für die staatliche Anstalt das Kapitaldeckungssystem den Vorzug, weil es eine bessere Uebersicht der budgetären Belastung auf lange Zeit hinaus ermöglicht. Bei einer staatlichen Versicherung nach dem Umlagesystem kommen dem Parlamente und noch mehr der Bevölkerung nur die Ausgaben der ersten Jahre leicht zum Bewusstsein, während die höheren Lasten der Folgejahre leicht übersehen werden.

Herr RISSEr macht zum Schluss noch einige Bemerkungen über die Tontinenkassen. Es ist eine typische Erscheinung, dass bei unbeaufsichtigter Entwicklung dieser Kassen die Ausgaben meist rascher anwachsen als die Einnahmen, und er spricht dies dem Umstande zu, dass im Allgemeinen bei der Gebahrung dieser Kassen eine versicherungstechnische Prüfung nicht stattfindet. Herr RISSEr findet es darum nicht unrichtig, dass gleichzeitig mit dem Alterspensionsgesetze vom Jahre 1910 in gewissem Umfange auch eine Beaufsichtigung der Tontinenkassen eingeführt worden ist.

Mr. RISSEr, referring himself to some of the points discussed by Prof. BLASCHKE of Vienna, bases his remarks on statistical data, which have been submitted to the French Parliament in



1909 in connection with the Old Age Pensions Insurance Act. (Report of Mr. CUVINOT).

He points out the difference between the system of assessment and that of coverture. According to the system of assessment the French State would have been charged with 6.600.000 francs in the first year, gradually increasing to 81.400.000 francs in 43 years, whereas in the system of coverture the charge of the State would have amounted to 60.000.000 francs per year. In the 15th. year of the machinery of the bill, the increasing charges of the assessment system would have attained the amount of 60.000.000 francs, exceeding thus from the 16th. year the uniform disbursements of the system of coverture.

Mr. RISSER is of opinion that, taking the State as a whole and as an everlasting institution, both systems can be considered as adequate, whereas in the moment we have to do with an individual organisation, for instance a State Railway Company, the system of assessment is absolutely to be refused and the system of coverture is only to be admitted.

As to Mr. RISSER's personal opinion, he gives the preference to the coverture system also in case of obligatory State insurance, because this system alone leads to serious examination of the financial burdens for a long time. In the assessment system, the attention of Parliament and still more of the population is often reserved to the smaller burdens of the first years, whereas the increasing charges of the future are easily neglected.

Finally, the speaker gives some remarks as to the tontines, which seem to have been of great importance in France for the State offices as well as for the Friendly Societies. The expenditures of the tontine-companies have often been increasing in a much more rapid way than the incomes, owing to actuarial principles not having been taken in account. Therefore the French State has done well to take the necessary measures to secure their solvency and to oblige them to form reserve funds to a certain extent. This State-supervision has been introduced together with the law of 1910.

Mr. H. MOIR (New York):

*Mr. Chairman! Gentlemen!*

Much has been said in regard to the two systems of national



old age pensions, and as to which is to be preferred — (1) the system of assessment or (2) the contributory system, which requires premiums from the people for the pensions they are ultimately to receive.

It seems to me that the formation of an immense fund by a nation would be a most objectionable condition. The objections have been brought out very forcibly in the Papers and in the discussion, and we must admit the force of these arguments which prove conclusively that a fund system is impracticable for any national pension plan.

But in the other hand, the assessment system in the case of a young country seems to me to lie open to criticism of a serious nature also.

Nations grow old just as individuals or companies do. Taking for instance the United States, I know without making any calculations that I am right in saying that the contributions or premiums now needed from the people for future pensions would immensely exceed the pensions which would be paid to the aged now if an old age pension plan were immediately introduced. Here is a great danger to a nation of the same nature as the danger run by an assessment company. We all have seen, especially in America, the career of the assessment companies. At first they are entirely successful, the contributions are small; — but as the companies grow older the assessments become greater and ultimately the whole plan fails. Now I think that something of the same kind can very easily happen with a nation, although it would occur much more slowly. A young nation can pay to the old men of today a certain pension, the cost of which is not great; but as the men, now young, grow old the charge becomes greater — the proportion of pensioners to the total population increases as the nation grows older.

I admit that this is more an economic than an actuarial question, but actuaries must take *all* factors into consideration if their calculations are to be of any value. We must therefore compromise on these two methods, the fund system and the assessment system, and a compromise is not difficult. An actuary or actuarial committee should determine what contribution or premium is necessary for a nation as it now exists to provide pensions for the future. The present generation should not pay a small sum and expect to receive larger benefits. That would be unfair for a nation as it is for an assessment company. On the other hand there

is no need to form a complete fund if the nation is guaranteeing the system. Yet the present generation cannot bind their successors to continue the system; and if the burden of such taxation be increased an economic condition will arise causing the younger men to drift to other countries and thus exaggerate the natural tendency towards the aging of the nation.

In my opinion we must find some such compromise whereby the present generation shall pay not less than the value of the benefits which that generation will itself receive. No other condition can be financially and economically sound. There is no danger whatever if the contributions or premiums to be paid by the present generation should exceed the pensions now paid, but an actuary of actuarial committee should calculate the necessary premium periodically (say each 5 or 10 years) and the nation should raise this computed amount *as a minimum*. In this way we could form a fund to take care of the residue.

That is the suggestion I desire to put before the congress.

Herr MOIR untersucht die Unterschiede zwischen dem Umlage- und dem Kapitaldeckungssystem, nicht mit Rücksicht speziell auf die Beamtenpensionen, sondern vom Standpunkt einer allgemeinen Volksversicherung. Er sagt, dass jedes System an sich zu ernstern Einwendungen Anlass gibt. Das System der Kapitalsdeckung macht die Ansammlung ungeheurer Kapitalien nötig und ist überdies dem Volke nicht sympathisch; aber das System der Umlage ist auch nicht unbedenklich, weil namentlich bei einer jungen Nation die Zahl der Pensionsberechtigten — selbst im Verhältnis zur Zunahme der Gesamtbevölkerung — in der Zukunft sehr anschwillt.

Nach Ansicht des Herrn MOIR muss ein Mittelweg zwischen Umlage- und Kapitaldeckungssystem gefunden werden. Die richtige Grundlage für einen solchen Mittelweg sieht er darin, dass die erste Generation soviel bezahlt, als zur Deckung ihrer eigenen Pensionslasten ausreicht. Für die Pensionslasten der künftigen Generation auf lange Zeit hinaus durch Ansammlung von Fonds vorzusehen, hält er für überflüssig. Das wäre nur nötig, wenn man daran denken wollte, dass die Versicherung jemals liquidiert werden könnte, was aber bei einer auf gesetzlicher Grundlage beruhenden Zwangsinstitution unmöglich zu erwarten ist. Es würde daher vollständig genügen, wenn man die Prämie nach obigen Grundsätzen stets für Perioden von 5 oder 10 Jahren bestimmen wollte.

M. MOIR examine la différence entre le système de la répartition et celui de la couverture non pas sur la base des retraites pour les employés d'Etat, mais sur la base de l'assurance sociale de l'ensemble de la population. Si l'accumulation de fonds immenses entre les mains de l'Etat est peu désirable, le système de la répartition n'est pas non plus sans danger, puisque le nombre des individus sur lesquels les charges doivent être réparties s'accroît rapidement. L'orateur estime qu'il est indispensable de trouver un moyen terme: d'après lui, la génération présente doit payer les sommes nécessaires pour garantir ses propres pensions; mais il est inutile d'accumuler des fonds pour l'avenir; cette mesure ne s'imposerait que si l'assurance devait être liquidée, éventualité invraisemblable pour une assurance sociale.

Herr SAMUEL BOGYO (Budapest):

*Hochgeehrte Versammlung!*

Aus Ungarn liegt kein Referat vor, weil die ungarischen Verhältnisse den österreichischen Verhältnissen fast gleich sind. Ich möchte nur noch kurz auf ein Institut hinweisen, das in andern Ländern nicht existiert und das in technischer Hinsicht interessante Erfahrungen zeigt. In Ungarn ist vor 15 Jahren eine Pensionskasse für Professoren an nicht-staatlichen Mittelschulen errichtet worden. Die Durchschnitts-Prämien werden auf versicherungstechnischen Grundlagen berechnet. Die Prämien werden teils vom Staate, teils von denjenigen, die die Schule erhalten, bezahlt. Nach 15 Jahren sind folgende Erfahrungen gemacht worden. Den Professoren, die 25 Dienstjahre hinter sich hatten, sind die Gehälter um 200 % erhöht worden; durchschnittlich wurden die Gehälter um 100 % erhöht. Die ganze versicherungstechnische Grundlage der Pensionskasse wurde also auf den Scheiterhaufen geworfen. Nach 30-jähriger Dienstzeit sind die Professoren pensionsberechtigt, aber in den letzten fünf Jahren haben 50 % ihr Pensionsrecht nicht in Anspruch genommen, und dienen weiter.

Diese Erfahrung ist deshalb interessant, weil hieraus gefolgert werden kann, welcher Wert dem auf versicherungstechnischer Grundlage festgesetzten Prämiensystem innewohnt in Fällen, wo die Pensionsversicherung obligatorisch ist, die versicherte Pension aber sich ohne ein im voraus festgelegtes System erhöhen kann.

M. BOGYO signale une institution qui existe en Hongrie et qui n'a pas d'équivalent dans d'autres pays. Il y a quinze années a été instituée sur des bases actuarielles une pension pour les Professeurs d'écoles moyennes privées, dont les primes étaient payées partiellement par l'Etat, partiellement par les intéressés. Au bout de 15 années les traitements s'étaient élevés de 100 % en moyenne, quelques uns même de 200 %, la base de l'assurance en fut bouleversée et ce fut pour l'instituteur une véritable bonne fortune que 50 % des professeurs n'aient point fait valoir leurs droits à la pension.

Mr. SAMUEL BOGYO, Budapest, gave a short account of an institute peculiar to Hungary. In Hungary a Pension fund was established 15 years ago for professors in non-State middle class schools. The average premiums were calculated on technical assurance bases and are payable partly by the State and partly by those conducting the school. After 15 years, the professors with 25 years service received an increase of 200 % and on the average an increase of 100 % was granted. The whole premiums were reconsidered. After 30 years service the professors are entitled to pensions, but in the last 5 years 50 % did not claim their pensionrights but continued in office.

Herr GAMBORG (Kopenhagen):

*Meine Herren,*

Ich hätte über das vorliegende interessante Thema mich gerne etwas länger mit Herrn Prof. Dr. BLASCHKE unterhalten wollen, aber weil ich meine Muttersprache nicht gebrauchen darf, ist mir das unmöglich und will ich mich auf einige sehr kurze Bemerkungen beschränken.

Wir sehen dass überall in der Welt die Staatsschulden und damit die Rentenausgaben sich in geradezu furchtbarer Weise steigern. Ich weiss natürlich, dass diese Steigerung der Staatsschulden die Folge ist von zum Teil sehr notwendigen Staatsausgaben, aber zum Teil auch von unnotwendigen, z.B. den wahnsinnigen militären Ausgaben. Ich frage mich oft, ob es wohl immer die richtige Generation ist, welche die Ausgaben bezahlt. Der Staat giebt z.B. Millionen aus für den Anbau von Kriegsschiffen, Die Kriegsschiffe

sind vielleicht nach 20 Jahren nicht mehr brauchbar, aber wenn der Staat beim Anbau eine langsam amortisierbare Anleihe gemacht hat, müssen die künftigen Generationen die unbrauchbaren Kriegsschiffe verzinsen. Und woher muss der Staat jetzt spätere Generationen bezahlen lassen was wir selbst bezahlen sollten? Nur deswegen, weil wir selbst bezahlen was frühere Generationen hätten bezahlen sollen.

So macht man es auch mit den staatlichen Pensionen. Herr HOFFMANN hat schon darauf hingewiesen, dass der Staat jetzt aus diesem Titel für frühere Generationen grosse Beträge bezahlt. Ein Staat führt eine sehr gefährliche finanzielle Politik, wenn man sich nicht immer genau Rechenschaft davon giebt, welche Generation die einzelnen Ausgaben tragen soll. Das führt auch dazu, dass man ganz blindlings Anleihen macht. Die gespannte finanzielle Lage, in der wir uns jetzt befinden, wird sich noch verschlimmern, wenn die Staaten diese Frage nicht ganz rationell behandeln. Es muss ein Ende daran kommen, dass wir bezahlen was frühere Generationen hätten tragen sollen und dass wir wieder die künftigen Generationen belasten. Auch die Pensionsausgaben sollten die Staat nach rationellen Grundsätzen behandeln und ich meine, dass sie das jetzt nicht tun.

M. GAMBORG répond brièvement aux considérations développées par M. BLASCHKE. L'orateur constate que partout les dettes d'Etat s'accroissent d'une manière effrayante. Il cite l'exemple d'un navire de guerre qui au bout de vingt ans est mis hors de service, mais qui, ayant nécessité un emprunt de plusieurs millions non amortissables, continue, quoique disparu, à imposer des charges au budget national. Il en est de même du service des pensions. C'est une politique financière très dangereuse que celle où chaque génération ne couvre pas ses propres dépenses. Il est certain qu'un Etat n'est pas libre s'il traîne derrière lui un pareil boulet et s'il continue à se débattre dans ces difficultés financières. Les embarras deviennent plus graves encore si les dettes du passé ne sont pas éteintes et si les pensions ne sont point basées sur de sains principes actuariels.

Mr. GAMBORG, Copenhagen, referred to the accumulation of State Debts and mentioned that it had frequently exercised his mind as to whether the correct generation was paying for its own

debts; e. g. warships were built and perhaps after 20 years were useless, but if the State raised loans to defray their cost then the future generations would have to bear the cost of the useless warships. And why must the State allow future generations to pay for what we ourselves should pay? Only because we ourselves are paying for what past generations ought to have paid.

So with State Pensions. Mr. HOFFMANN has pointed out that the State is now paying large sums for past generations. A State's financial policy is very dangerous if it does not take account of the burdens to be borne by this and future generations. The Pension outlays should also be dealt with in a rational manner and that is exactly what the State does not do at present.

*M. le Président :*

*Meine Herren,*

Die Rednerliste ist erschöpft. Darf ich annehmen, dass die Herren Berichterstatter zu den vorliegenden gedruckten Berichten weitere Bemerkungen nicht zu machen wünschen? Das ist der Fall. Also kann ich diese höchst interessanten Verhandlungen schliessen. Ich möchte das nicht tun, ohne den Herren Berichterstatlern und den verschiedenen Rednern für ihre interessanten Ausführungen besonders zu danken.

La discussion sur la deuxième question est close.

*M. le Président :* Ich habe noch einige Mitteilungen zu machen.

Die norwegischen Kongressteilnehmer haben zum Vize-präsidenten Herrn Dr. GULDBERG und zum Schriftführer Herrn Direktor HOLZMARK gewählt.

Die Kongressteilnehmer aus den verschiedenen Ländern, die nur schwach vertreten sind, haben zum Vize-präsidenten Herrn MALUQUER Y SALVADOR und zum Schriftführer Herrn JORJE HUNEEUS gewählt.

Ich erteile das Wort dem Herrn BÉGAULT, damit er eine Mitteilung machen kann.

*M. BÉGAULT (Bruxelles) :*

*Messieurs,*

J'ai une communication à faire qui concerne spécialement MM. les membres du Comité Permanent. Afin de gagner du temps et



de permettre à ceux qui sont accompagnés de dames de ne pas revenir spécialement demain après-midi, nous avons décidé de tenir la séance du comité permanent demain matin à 9 heures précises. Nous en aurons peut-être pour un quart d'heure, de sorte que la séance du Congrès ne commencera demain qu'à 9 $\frac{1}{4}$  heures.

*La séance est levée.*

---

## TROISIÈME SÉANCE.

Le Mercredi 4 Septembre 1912.

La séance est ouverte à 9 h. 53 m. avant-midi.

---

Présidence de M. GORDON DOUGLAS; ensuite de M. ROBERT MARSHALL HUNTER et de M. FRÉDÉRICK SCHOOLING.

Mr. GORDON DOUGLAS, Vice-President for Scotland occupied the chair and said:

I re-open the Congress.

Mr. LEHMANN, the Consul General in Amsterdam for Greece, has sent a telegram intimating his serious regret that he is prevented from attending the Congress, and wishing the Congress success.

To the Committee of the Congress Mr. A. B. DANIELEWICZ has presented a book entitled "Arytmetyki Politycznej", composed by Mr. DICKSTEIN and himself.

Der Herr President teilt mit, dass der griechische Konsul in Amsterdam dem Kongress ein Begrüssungstelegramm geschickt und darin sein Bedauern ausgesprochen hat, dass er hier nicht anwesend sein kann.

Dem Kongress wurde von Herren A. B. DANIELEWICZ und S. DICKSTEIN ein Buch über »Zarys Arytmetyki Politycznej« geschenkt.

M. le Président: Le consul de Grèce s'excuse de ne pouvoir assister aux séances du Congrès. Un livre de MM. DANIELEWICZ & DICKSTEIN, sur l'Arithmétique Politique a été offert au Congrès.

I now open the proceedings.

To-day's subject is:

*The Incontestability of Life-Assurance-Policies.*

I call upon Dr. VAN ELDIK to give a general summary of the Papers which have been presented on this subject.

Herr Dr. A. VAN ELDIK (Amsterdam).

*Hochgeehrte Versammlung,*

Die dritte Frage, welche das „Comité Permanent“ zur Behandlung in den Sitzungen dieses Kongresses vorgelegt hat, ist von einer kleineren Anzahl Referenten als die andern gestellten Fragen bearbeitet worden.

Es sind nur 4 Verhandlungen eingesandt worden, und ich werde mir erlauben, deren Inhalt in aller Kürze für Sie zu wiederholen.

Herr COSMAO DUMANOIR aus Paris fängt mit der Bemerkung an, dass die Frage der Unanfechtbarkeit, wie übrigens fast alle Fragen, auf zweierlei Weisen betrachtet werden kann, je nachdem man sich auf den Standpunkt des Publikums, oder auf denjenigen der Versicherungsanstalten stellt.

Einerseits seien die Gesellschaften offenbar verpflichtet, die verschiedenen Umstände, welche auf die Grösse des Risikos und auf dessen richtige Beurteilung ihren Einfluss haben können, nach ihrer Wichtigkeit zu schätzen, und die grösseren Risiken entweder zu tarifiren, oder wenn ihnen das unmöglich scheint, sie auszuschalten.

Andrerseits entstehe dadurch aber die Gefahr, den zukünftigen Versicherungsnehmer stutzig zu machen, und ihn zu stärken in der ohnehin oft schon waltenden Meinung, die Gesellschaften seien zwar immer bereit zu empfangen, nie aber zu zahlen.

Während also einerseits das Interesse der Gesellschaften sie dazu treibt, Bedingungen festzusetzen, durch welche sie gegen Betrug und gegen gewisse Todesursachen geschützt werden, ist andererseits zu befürchten, dass vielleicht mehrere Versicherungskandidaten von der Versicherung ferne gehalten werden durch die Furcht, die Gesellschaft könne die von ihr festgesetzten Regeln zum Chikanieren missbrauchen.

Es geht aus diesen Tatsachen die Notwendigkeit hervor, bloss solche Beschränkungen des Risikos anzunehmen, welche absolut notwendig sind, und übrigens das Risiko so weit wie möglich auszubreiten.

Dennoch giebt es gewisse Gefahren, denen eine Gesellschaft sich nicht aussetzen kann, ohne die Sicherheit ihrer Geschäfte zu riskieren.

Herr DUMANOIR unterzieht nun die Risiken, gegen welche die Gesellschaften sich durch Nichtigerklärung der Versicherung zu schützen haben, einer näheren Betrachtung.

Erstens liegt die Möglichkeit vor, dass die Versicherung nur deswegen von der Gesellschaft angenommen worden ist, weil sie das Risiko falsch beurteilt hat. Es kann dies auf einem Irrtum der Gesellschaft selber, oder eines ihrer Organe beruhen, und in solchem Falle wäre natürlich eine Anfechtung der Versicherung ausgeschlossen.

Aber es kann auch durch falsche oder onvollständige Erklärungen der Partei verursacht werden, und es können diese absichtlich oder unabsichtlich sein. In solchen Fällen wäre nach strengen Rechtsprinzipien die Versicherung nichtig, auch wenn die falsche Angabe oder die Verschweigung unabsichtlich geschehen ist. Nur wäre zu beweisen, dass die verschwiegene Tatsache der Partei bekannt gewesen sei.

Jedoch auf diesen rigorösen Standpunkt stellen sich — wie Verfasser mitteilt — die französischen Gesellschaften nicht. Sie haben die Gepflogenheit, jetzt vom Anfange an, früher nach einer kurzen Karenzzeit, nur absichtlicher Täuschungen wegen die Police nichtig zu erklären. Mit Bezug auf Irrtümer und unabsichtliche Verschweigungen sind also schon jetzt die französischen Policen unanfechtbar.

Aber eine Unanfechtbarkeit bei absichtlich unwahren Angaben wäre geradezu mit den französischen Gesetzen im Widerspruch, und selbst wenn eine Gesellschaft in ihren Policen eine absolute Unanfechtbarkeit gewähren sollte, ohne Unterschied zu machen zwischen Irrtümern und Betrug, so könnte sie dennoch auf Grund betrügerischer Angaben die Nichtigkeit der Versicherung vor den französischen Gerichten beantragen.

Dennoch glaubt Verfasser, dass es nur in wenigen Fällen von Betrug für die Gesellschaften erwünscht sei, einen Prozess anzufangen. Der Versicherer habe sich genau zu überlegen, welche Schwierigkeiten sich dem Beweise absichtlichen Betrages entgegenzusetzen werden.

An zweiter Stelle beobachtet Herr DUMANOIR die Aenderungen des Risikos während der Dauer der Versicherung, und nennt als

solche die Aenderung des Berufes oder des Wohnorts, oder die Teilnahme an gefährlichen Sportbeschäftigungen.

Was den Beruf betrifft, so enthalten die französischen Policen keinerlei Einschränkung der Befugnis, den Beruf während der Dauer der Versicherung zu ändern, es sei denn, dass die Partei zum Berufe eines Seemannes übergeht, für welchen Beruf in einigen Fällen eine Extraprämie gefordert wird. Nach der Meinung des Verfassers wäre sogar auch diese Extraprämie zu supprimieren, weil die aus dieser Abschaffung hervorgehende Vermehrung des versicherbaren Publikums für den Verlust dieser Extraprämie genügend Kompensation bieten würde.

Ebensowenig enthalten die französischen Policen irgendwelche Beschränkungen der Befugnis des Versicherten, sich gewissen Sports, wie z.B. dem Radfahren, dem Automobilfahren, oder sogar der Aviatik zu widmen. Der Verfasser glaubt, dass eine solche Beschränkung auch ganz unnötig sei. Wie jetzt Fahrrad und Automobil schon als gewöhnliche und ungefährliche Transportmittel angesehen werden, so werde auch bald die Zeit für den Luftverkehr kommen. Er erachtet nicht als notwendig, die Ausübung des Flugsports in den Versicherungsbedingungen auszuschliessen, ebensowenig als man das vor etwa 15 Jahren für das Automobilfahren getan hat, ebensowenig auch als man jetzt Pferderennen, Alpensport u. s. w. ausschliesst.

Der gewaltsame Tod giebt im allgemeinen keine Ursache, die Versicherung kraftlos zu erklären; nur in einzelnen Fällen ist dies der Fall.

Der Tod im Duell wird von den französischen Gesellschaften nicht als Ursache der Nichtzahlung angesehen. Es findet dies seinen Grund darin — wie Herr DUMANOIR mitteilt — dass das Duell in letzterer Zeit mit der Absurdität des Prinzipes noch die Lächerlichkeit der Ungefährlichkeit verbindet.

Im Falle des Todes zufolge gerichtlichen Urteils wird im französischen Gesetzentwurf über den Versicherungsvertrag die Nichtigkeit der Versicherung festgestellt. Herr DUMANOIR erkennt die Notwendigkeit dieser Vorschrift nicht an.

Um so mehr erkennt er aber die Richtigkeit des Gesetzes an, wo es die Ausserkraftsetzung einer Versicherung dekretiert, wenn der Tod durch den Bezugsberechtigten herbeigeführt oder gefördert worden ist.

Zuletzt wird von Herrn DUMANOIR der Selbstmord behandelt,

und wird der Unterschied hervorgehoben zwischen Selbstmord in unzurechnungsfähigem oder in zurechnungsfähigem Zustande.

Letzterer wird im Gesetzentwurf als gemeinschaftsgefährlich bezeichnet, sodass ein Uebereinkommen, nach welchem auch nach solchem Selbstmorde die Versicherungssumme zu zahlen wäre, gesetzwidrig, und somit nichtig wäre. Selbstmord in unzurechnungsfähigem Zustande macht aber den Versicherungsvertrag nicht nichtig; nur wäre von den Bezugsberechtigten zu beweisen, dass der Selbstmord in unzurechnungsfähigem Zustande stattgefunden hat.

Es ist vielfach die Frage gestellt worden, ob die Gewährung der Unanfechtbarkeit im Selbstmordfalle die Tendenz habe, die Anzahl der Selbstmorde zu vermehren, und man hat geglaubt, die schlimmen Folgen beseitigen zu können durch eine diesbezügliche Karenzzeit von 2 bis 3 Jahren. Herr DUMANOIR glaubt letzteres bezweifeln zu müssen, und erinnert an die merkbare Zunahme der Selbstmorde im 4<sup>ten</sup> und 5<sup>ten</sup> Versicherungsjahre, welche eine französische Gesellschaft beobachtete, kurz nachdem sie die Unanfechtbarkeit ihrer Policen nach einer Karenzzeit eingeführt hatte.

Am Schlusse seiner Arbeit stellt Herr DUMANOIR die Frage, ob es möglich sei, jede der genannten Beschränkungen fallen zu lassen, und erklärt, dass seiner Meinung nach es wohl kaum Beschwerden hinsichtlich der inanziellen Folgen gebe, weil schon jetzt, der Schwierigkeit der Beweise halber, in den meisten Fällen selbst wenn von Betrug oder von Selbstmord die Rede ist, die Versicherungssummen von den Gesellschaften ausgezahlt zu werden pflegen.

Ich glaube aus dem Umstande, dass Herr DUMANOIR von einer Extraprämie für Unanfechtbarkeit nicht redet, die Schlussfolgerung machen zu dürfen, dass er eine solche Extraprämie nicht für angebracht erachtet.

Zum letzteren Resultate gelangt ebenfalls Herr ARTHUR RHYS BARRAND aus London.

Herr BARRAND glaubt die gestellte Frage dermassen auffassen zu müssen, dass zu beantworten sei, ob es überhaupt möglich, und wenn möglich, ob es erwünscht sei, dass eine Versicherungsgesellschaft in ihren Policen die Auszahlung der Versicherungssummen garantiere, ohne jeden Vorbehalt bezüglich der Art des Todes oder bezüglich der Richtigkeit der im Versicherungsantrag



verzeichneten Erklärungen, und unter alleiniger Bedingung, dass der Beweis des Todes vorgelegt wird.

Er stellt also zuerst die Frage, ob die englischen Gesetze eine absolut unanfechtbare Police zulassen, und er beantwortet diese Frage verneinend.

Zwar sei in den Gesetzen keine Vorschrift enthalten, welche eine Gesellschaft davon abhalten könnte, eine Police auszustellen, in welcher sie eine möglichst unbeschränkte Unanfechtbarkeit gewährt; aber dennoch bliebe ihr immer noch das Recht, eine solche Police anzufechten auf Grund der Gesetzwidrigkeit oder eines Betrugs, oder auf Grund dessen, dass die Auszahlung den Interessen der Gemeinschaft zuwider wäre.

Als Beispiel eines Falles der Gesetzwidrigkeit nennt Herr BARRAND eine Police, welche von einer Partei auf das Leben einer andern Person abgeschlossen wäre, ohne dass erstere ein versicherbares Interesse an dem Leben der zweiten hätte. Eine solche Police wäre nach englischem Gesetze nichtig, und sie wäre von der Versicherungsgesellschaft anzufechten, und wenn sie eine noch so unbeschränkte Unanfechtbarkeitsklausel enthielte.

Auch wo Betrug vorliegt, bleibt nach den englischen Gesetzen einer Versicherungsanstalt immer das Recht, die Police anzufechten, und keine wie immer geartete Unanfechtbarkeitsklausel kann sie dieses Rechtes verlustig machen.

Herr BARRAND erinnert hier an einen von Herrn W. M. STRONG in den Mitteilungen der »Actuarial Society of America« veröffentlichten Artikel, in welchem dieser die Ansicht vertritt, es sei erwünscht, die Anfechtbarkeit auf Grund des Betrugs auf eine Karenzzeit von einem oder zwei Jahren zu beschränken; und zwar weil es nach längerer Zeit für die Partei zu schwierig werden könnte, eine Klage wegen Betrugs zu entkräften.

Auch auf Grund der Gemeinschaftsinteressen steht der Versicherungsgesellschaft das Recht zu, die Police anzufechten, z.B. im Falle eines Ablebens zufolge richterlichen Todesurteils, oder wenn der Versicherte in einem Duell oder durch Selbstmord stirbt.

Es zeigt sich also, dass unter englischem Gesetze eine absolute Unanfechtbarkeit nicht möglich ist.

Die zweite Frage, welche Herr BARRAND sich gestellt hat, ist diese, ob es erwünscht sei, die Policen innerhalb der von den Gesetzen angegebenen Grenzen unanfechtbar zu machen. Mit

Rücksicht auf den Inhalt der englischen Gesetze zögert Herr BARRAND nicht, diese Frage bejahend zu beantworten.

Er bestätigt, dass seiner Meinung nach eine Gesellschaft ohne jede Gefahr aus ihren Policen alle weiteren Beschränkungen der Giltigkeit wegfällen lassen könne. Eine Beschränkung z.B., welche, wie es in vielen englischen Policen der Fall ist, die Giltigkeit der Police davon abhängig macht, dass in dem Versicherungsantrag und in den dazu gehörenden Erklärungen des Versicherungsnehmers kein einziger Irrtum vorhanden sei, ist nach seiner Meinung ganz ungerecht. Es ist ja von keinem Arzte, viel weniger von einem Laien, zu fordern, dass er auf die im Antrag enthaltenen Fragen eine absolut richtige Antwort erteile; man darf ja bloss verlangen, dass er sie nach seinem besten Wissen beantworte.

Eine Police eines Irrtums wegen anzufechten, wäre dem Publikum gegenüber ungerecht. Und gegen Betrug schützt die Gesellschaft immer noch das Gesetz.

Es wird zwar oft behauptet, dass es erwünscht sei, der Gesellschaft weitere Anfechtungsgründe zur Verfügung zu stellen für den Fall, dass sie davon überzeugt ist, dass eine Versicherung auf betrügerischen Erklärungen beruhe, ohne dieses aber beweisen zu können. In solchen Fällen sei es dann erwünscht, sich auf andere Anfechtungsgründe stützen zu können.

Herr BARRAND ist aber nicht dieser Meinung; er glaubt, dass es für eine Gesellschaft nicht erwünscht sei, auf solchen Gründen einen Prozess zu führen, erstens weil die Wahrscheinlichkeit da sei, dass ein solcher Prozess verloren werde, eben weil die Anfechtungsgründe dem Richter nicht sympatisch sind; zweitens weil die Gesellschaft durch solch einen Prozess ihrem guten Rufe gefährde.

Am Schlusse seiner Arbeit behandelt Herr BARRAND die Möglichkeit, eine Extraprämie zu berechnen, welche geeignet wäre, den Gesellschaften für den Verlust des Anfechtungsrechtes Vergütung zu leisten. Aus den in obigen Zeilen angegebenen Betrachtungen zieht er in erster Linie die Schlussfolgerung, dass der Wert des Anfechtungsrechtes nur gering sei, und dass also die Extraprämie sich ziemlich niedrig gestalten würde. Zweitens erachtet er es für unwahrscheinlich, dass die Höhe jener Extraprämie mit annähernder Genauigkeit berechnet werden könnte; und drittens wäre es seines Erachtens unerwünscht für den guten Ruf der Gesellschaft, eine solche Extraprämie zu fordern.

Er befürwortet also, sämtliche Policen ohne Extraprämie unanfechtbar zu machen, insoweit es die Gesetze zulassen.

Von deutscher Seite ist die betreffende Frage von Herrn Justizrat GERHARD beantwortet worden. Dieser behandelt das Thema vorwiegend von dem Standpunkte eines Juristen, und erörtert zunächst die Gründe, welche einer Versicherungsgesellschaft Ursache geben können, eine Police anzufechten.

Er verteilt diese Gründe in zwei Hauptgruppen, und zwar je nachdem sie sich beziehen auf Umstände, welche vor dem Eintritt des Versicherungsfalles vorlagen, oder auf solche, welche sich auf das Ableben selbst beziehen.

Als Fälle der ersteren Art bezeichnet Herr GERHARD zuerst die Verletzung der Anzeigepflicht mit Bezug auf unrichtige Angaben beim Abschlusse der Versicherung, und zweitens die Erhöhung der Gefahr während der Dauer der Versicherung. Nach deutschem Gesetze wird die Anfechtungsmöglichkeit aus diesen beiden Gründen auf eine Zeit von 10 Jahren nach dem Beginn der Versicherung, bzw. nach dem Zeitpunkte der Erhöhung der Gefahr beschränkt. Nur wenn zu beweisen ist, dass die Anzeigepflicht arglistig verletzt worden sei, bleibt auch nach mehr als 10 Jahren das Anfechtungsrecht der Gesellschaft erhalten.

Als Fälle der zweiten Gruppe wären Mord, Selbstmord, Duell und Herbeiführung des Todes durch Fahrlässigkeit zu bezeichnen, und auch für diese Fälle enthalten die Gesetze zwingende Bestimmungen.

Selbstmord des Versicherten macht den Versicherer von der Verpflichtung zur Zahlung frei, es sei denn, dass zu beweisen ist, dass die Tat in unzurechnungsfähigem Zustande verübt sei; in letzterem Falle bleibt die Verpflichtung des Versicherers bestehen.

Es hat diese letzte Bestimmung einen zwingenden Charakter, das heisst, es ist einer Versicherungsgesellschaft nicht gestattet, in ihre Bedingungen eine Bestimmung aufzunehmen, nach welcher auch wegen Selbstmord in unzurechnungsfähigem Zustande die Zahlungsverpflichtung im Wegfall kommt.

Aber anders verhält es sich im Falle eines in zurechnungsfähigem Zustande verübten Selbstmordes; hierbei steht es der Gesellschaft frei, ihre Anfechtungsrechte mittels der Versicherungsbedingungen einzulegen.

Für den Fall vorsätzlicher Tötung des Versicherten durch die

bezugsberechtigte Partei wird dagegen vom Gesetze zwingend vorgeschrieben, dass keine Auszahlung stattfinden soll.

Mit Bezug auf die Herbeiführung des Todes durch Fahrlässigkeit fehlt dagegen — wie Herr GERHARD mitteilt — in den deutschen Gesetzen jede Vorschrift.

Die Frage, ob es in Deutschland eine absolute Garantie des Versicherers kraft Gesetzes gebe, wird also vom Verfasser theils bejaht, theils aber verneint. Denn einerseits sei, wie gesagt, die Auszahlung durch das Gesetz garantiert gegenüber unabsichtlicher Verletzung der Anzeigepflicht oder bei Erhöhung der Gefahr, unter der Bedingung dass eine Zeit von 10 Jahren seitdem vorübergegangen sei; dagegen ist aber bei vorsätzlicher Tötung des Versicherten durch den Kontrahenten oder durch den Bezugsberechtigten, eine Garantie der Auszahlung durch das Gesetz ausgeschlossen.

Abgesehen von diesen gesetzlich vorgesehenen Anfechtungsgründen, steht den Gesellschaften aber nichts im Wege, wenn sie die Anfechtbarkeit ihrer Policen irgendwie einzuschränken gesonnen sind, und Herr GERHARD ist der Meinung, dass weder die Gerichte, noch die Aufsichtsbehörde Einspruch erheben würden, wenn z.B. eine Gesellschaft vereinbaren wollte, dass auch in jedem Selbstmordfalle die Auszahlung stattfinden würde.

Es sind denn auch in der Beschränkung des Anfechtungsrechtes die deutschen Gesellschaften in mancher Hinsicht viel weiter gegangen, als es die Gesetze vorgeschrieben haben.

Wenn man die darüber von Herrn GERHARD gemachten Mittheilungen kurz zusammenfasst, so ergibt sich, dass eine sehr grosse Anzahl hervorragender Gesellschaften die Auszahlung unbedingt für den Fall garantieren, dass der Tod des Versicherten zufolge eines Duelles eingetreten ist, oder wenn wegen Aenderung des Berufes die Gefahr erhöht worden ist.

Hinsichtlich der Anfechtung wegen unwahrer Angaben ist von einigen Gesellschaften die gesetzliche Karenzzeit von 10 auf 1 oder 2 Jahre beschränkt, von andern gänzlich weggelassen worden; und auch beim Selbstmord ist eine ziemlich kurze Karenzzeit festgesetzt worden.

Im allgemeinen kann man aber sagen, dass im deutschen Versicherungswesen eine unbedingte Garantie bisher nicht ausgesprochen worden ist. Ob eine solche Garantie empfehlenswert ist, glaubt Verfasser bezweifeln zu müssen. Besonders im Selbstmordfalle erscheine es

von moralischem Standpunkte aus bedenklich, die Auszahlung von vornherein zu garantieren.

Allerdings wird von einzelnen Gesellschaften eine solche Garantie in Ausnahmefällen gewährt, und zwar gegen Zahlung einer einmaligen Zuschlagsprämie; gegen eine Verallgemeinerung dieses Verfahrens würden aber nach der Meinung des Herrn GERHARD moralische Bedenken ins Gewicht fallen.

Den soeben genannten Zuschlagsprämien liegen keine rechnerischen Masstäbe zugrunde; dennoch könnte man sich denken, dass durch Vergleichung der jetzigen Verhältnisse mit denjenigen, wie sie früher waren, als noch grössere Anfechtungsmöglichkeiten bestanden, rechnerische Grundlagen sich ergeben würden, aus welchen zu ersehen wäre, ob und in welchem Umfange eine Prämienerrhöhung nötig sei. Herr GERHARD glaubt aber aus den Erfahrungen der deutschen Gesellschaften die Schlussfolgerung ziehen zu dürfen, dass eine solche Extraprämie nicht notwendig sei, und dass die weitere Einschränkung der Anfechtbarkeit ohne Nachteil für die Versicherungsgesellschaften durchgeführt werden könne.

Der Verfasser des noch übrigbleibenden Referates über das betreffende Thema ist Herr A. H. J. DE GOEIJ im Haag.

Herr DE GOEIJ macht zuerst die Bemerkung, dass auch, wenn andere Beschwerden sich nicht dagegen auflehnten, eine absolute Unanfechtbarkeit gewiss nicht gewährt werden könne mit Rücksicht auf eventuelle arglistige Verletzung der Anzeigepflicht.

Er bemerkt weiter, dass im allgemeinen wegen der Konkurrenz die Prämien der holländischen Gesellschaften so knapp bemessen seien, dass sie bloss zur Deckung des Durchschnittsrisikos ausreichen, und er zieht daraus die Schlussfolgerung, dass für jede Ausdehnung der Rechte des Versicherten mit Bezug auf Erhöhung der Gefahr eine entsprechende Zuschlagsprämie nötig sei.

Er verteilt die Extrarisiken in verschiedene Gruppen, von denen seiner Meinung nach die Mehrzahl, wie Reisegefahr, Berufsgefahr, Kriegsrisiko u. s. w., von den Gesellschaften gegen Zahlung einer Extraprämie übernommen werden kann, welche auf mehr oder weniger genauen rechnerischen Grundlagen beruht.

Eine weitere Gruppe, für welche solches jedoch nicht gilt, enthält jene Gefahren, denen der Versicherte sich absichtlich auszusetzen im Stande ist. Als Beispiele nennt Herr DE GOEIJ



Selbstmord, Duell, Aviatik und Automobilwettfahren, und er glaubt dass für diese eine Prämienerrhöhung den Gesellschaften keine Kompensation bieten könne.

Zwar sei dies in geringerem Masse der Fall bei der Zwangversicherung, weil dabei die Selbstwahl mehr in den Hintergrund gerät, und Herr de GOEIJ wäre geneigt, auch bei der Versicherung sämtlicher Mitglieder grosser Vereine, bei welchen also jedes Mitglied zu der Versicherung gezwungen ist, eine sofortige Unanfechtbarkeit als für die Gesellschaften ungefährlich zu betrachten.

Aber bei der freien Versicherung verhält es sich ganz anders. Den Weg zur Versicherung zu eröffnen für jeden, der mit Selbstmordgedanken herumläuft, wäre für eine Gesellschaft ein sehr gefährliches Experiment.

Nach der Meinung des Herrn de GOEIJ wird aber dieser Gefahr durch die Einführung einer Karenzfrist völlig vorgebeugt.

Ich möchte mich den Herren Verfassern gegenüber entschuldigen, wenn ich vielleicht irgend eine von ihnen gemachte Bemerkung nicht genügend hervorgehoben haben sollte; ich glaube aber im grossen und ganzen den Inhalt ihrer Schriften getreu wiedergegeben zu haben.

M. VAN ELDIK fait remarquer que c'est sur cette matière que le nombre des rapports est le moins considérable: il se réduit à quatre. L'orateur analyse les différents rapports qui ont été produits sur l'Incontestabilité de la police d'assurance.

M. COSMAO DUMANOIR débute par cette observation que la question peut être envisagée de deux côtés, celui de l'assureur et celui du public. Il est évident que les compagnies éprouvent la nécessité de classer les risques selon leur nature à l'origine du contrat et puis au cours de l'assurance. Les considérations de M. COSMAO DUMANOIR tendent à démontrer que les mesures contre les fraudeurs doivent être prises avec grande prudence, mais ne doivent pas être rejetées. Les compagnies doivent faire preuve d'un esprit libéral. Il rappelle que les sociétés françaises se gardent bien d'appliquer toutes les clauses de déchéance qu'elles pourraient faire valoir. Elles ont l'habitude de ne point contester les polices incontestables, dès le début, même en cas d'erreurs ou d'omissions involontaires. Le duel notamment n'est pas considéré comme une cause de déchéance. M. COSMAO DUMANOIR fait cette



remarque humoristique que le duel a joint à l'absurdité de son principe le ridicule qui désire de la fréquence des cas inoffensifs. L'automobilisme et le cyclisme ne donnent plus lieu à des clauses des polices, ces sports étant entrés dans les mœurs. M. COSMAO DUMANOIR estime qu'il en sera de même de l'aviation. Quant à la mort consécutive à une exécution, cette question peut être intéressante du point de vue juridique, mais du point de vue actuariel elle échappe à tout contrôle. Le suicide comporte une distinction selon qu'il est conscient ou non. D'après la loi française, une police qui garantirait le paiement même en cas de suicide volontaire, n'aurait aucune valeur; par contre le suicide inconscient ne supprime pas l'obligation de payer. La preuve que le suicide a été commis en état d'inconscience — et c'est une preuve difficile à fournir — doit être produite par les intéressés.

M. COSMAO DUMANOIR pose ensuite la question de savoir si la fréquence des suicides serait influencée par une clause des polices qui subordonnerait à l'accomplissement d'une période de carence le paiement de la somme assurée en cas de suicide; le rapporteur en doute, une compagnie française ayant constaté l'accroissement du nombre des suicides au cours de la cinquième année, après avoir inséré dans ses polices une carence de cinq ans. M. COSMAO DUMANOIR estime qu'en général toutes les clauses de déchéance peuvent être supprimées, puisque dans un grand nombre de cas les compagnies effectuent le paiement, même en cas de fraude manifeste dont la preuve est toutefois malaisée à fournir.

M. BARRAND, dans son rapport, se pose deux questions: Est-il possible et est-il désirable qu'une compagnie d'assurances garantisse absolument le paiement de la somme assurée, sans formuler aucune restriction quant à la nature de la mort et de l'accident? Il déclare que la loi anglaise n'admet pas les polices tout à fait incontestables. Il rappelle un article de M. STRONG, paru dans les communications de l'«Actuarial Society of America», où l'auteur soutient qu'il est désirable de restreindre la carence pour l'incontestabilité en cas de tromperie à un ou deux ans, puisqu'au bout d'un temps plus considérable il est beaucoup plus difficile de discuter une demande entachée de fraude.

Quant à la question de savoir s'il est désirable de rendre les polices incontestables dans les limites fixées par la loi, il n'hésite pas à répondre par l'affirmative. En cas de tromperie manifeste la compagnie aurait toujours le droit d'invoquer devant le juge

la nullité du contrat. Il se place, du reste, à un point de vue très libéral, et il pense qu'il est très désirable d'introduire l'incontestabilité dans les polices. Celles-ci seront simplifiées de ce chef et l'assureur n'en sera pas moins protégé par le juge. Il examine ensuite la question de savoir si l'incontestabilité doit être compensée par une surprime. Il croit que la valeur financière de l'incontestabilité est très minime pour les assureurs et que, d'autre part, il serait très difficile de calculer cette surprime, qui, du reste, serait peu sympathique au public.

M. GERHARD traite la question d'un point de vue juridique : il distingue deux catégories de raisons de contestation. Appartiennent à la première catégorie la tromperie lors de la conclusion de l'assurance et un changement de la situation de l'assuré au cours du contrat. Dans la seconde catégorie il range le suicide, l'homicide et le duel. Tous ces cas sont prévus par la loi allemande. En résumant l'exposé de M. GERHARD, le rapporteur dit qu'un grand nombre de compagnies allemandes garantissent le paiement en cas de duel ou de changement de profession. M. GERHARD pose la question de savoir si la loi allemande admet que l'assureur garantisse l'incontestabilité de ses polices et il répond moitié par l'affirmative, moitié par la négative. D'après l'expérience des compagnies allemandes il est inutile de prévoir une surprime. Une application libérale de la contestabilité peut être effectuée sans préjudice pour l'assureur ; mais au nom de la morale l'auteur s'oppose à l'incontestabilité en cas de suicide.

M. DE GOEY de la Haye examine l'incontestabilité au point de vue des risques de voyage, de profession ou de guerre, que les compagnies peuvent assurer contre une surprime plus ou moins exacte. Quant aux risques que l'assuré encourt par sa propre volonté, tels que ceux du duel, du suicide, de l'automobilisme ou de l'aviation, l'assureur ne trouve point dans une surprime la compensation nécessaire. M. DE GOEY tend à accepter ces risques dans le cas de l'assurance obligatoire, ou dans celui où les membres d'une grande société s'assurent collectivement, mais il considère comme un danger public d'ouvrir la voie de l'assurance aux individus qui ont l'intention de se suicider bien que l'introduction d'une période de carence offre aux compagnies une protection efficace contre les risques du suicide.

Le rapporteur s'excuse si, malgré ses efforts, il n'a pas intégralement reproduit la pensée des différents auteurs dont il a analysé les travaux.

Dr. A. VAN ELDICK, Amsterdam, gave a summary of the various Papers submitted to the Congress on the subject.

M. le professeur MAURICE BELLOM (Paris):

*Messieurs,*

Après avoir parlé comme phonographe 1), je prendrai la parole d'un point de vue personnel. L'examen des différents rapports qui ont été présentés sur cette question amène tout d'abord à une constatation très satisfaisante et très consolante: c'est celle du libéralisme avec lequel le problème a été traité. Aussi bien en France qu'en Angleterre, aussi bien en Allemagne qu'en Hollande, comme il appert du rapport de M. DE GOEY, les compagnies d'assurances s'efforcent par tous les moyens possibles de diminuer les clauses de déchéance et recherchent la meilleure manière de traiter les affaires avec loyauté et confiance. L'assureur comme l'assuré ont besoin de grande sécurité. L'assuré n'a pas toute la sécurité à laquelle il prétend. Il importe donc — et c'est le bon qui se dégage de tous les rapports — d'attirer les assurés en leur montrant que l'assureur n'a pas toujours entre les mains une clause de déchéance. Mais le premier moyen de les attirer doit être de toujours s'efforcer de réparer les sinistres: lorsqu'un sinistre se produit, le premier geste de l'assureur ne doit pas être de chercher s'il n'y a pas quelque clause permettant de contester les droits de l'assuré; ce serait la plus mauvaise réclame qu'on puisse imaginer, et si les compagnies ne s'y déterminaient pas d'un point de vue moral, ça serait d'un point de vue économique et commercial qu'elles constateraient la nécessité de se présenter toujours les mains ouvertes et non le poing fermé. Cette constatation répond à un besoin des sociétés civilisées de remplacer les procès par les transactions.

Une autre conclusion que se dégage de ces rapports et qui se rattache au discours du professeur MANES, c'est que cette question présente plus d'intérêt au point de vue économique et juridique qu'au point de vue purement actuariel, et à ce propos je ne peux m'empêcher de citer ici un petit papier que nous avons reçu il y a longtemps. C'est la traduction du texte d'une lettre confraternelle que M. YOUNG

---

1) M. MAURICE BELLOM a en effet rempli la mission de traducteur français des orateurs allemands pendant le Congrès.

a adressée à M. BLANKENBERG au sujet de „Congrès Internationaux”. Dans cette lettre qu’il écrit à son „vieux ami BLANKENBERG”, l’éminent président caractérise dans les termes suivants les devoirs et l’avenir de la profession actuarielle: „De cette leçon doit résulter que l’actuaire se trouve continuellement rélégué dans une situation subordonnée en matière d’assurances, à moins qu’il ne cherche très fermement à ajouter à ses connaissances techniques celles plus utiles que lui procure le succès et particulièrement la compagnie à laquelle il est attaché; la connaissance personnelle des usages des hommes traitant affaires; la façon de traiter avec eux et de leurs affaires dans un sens pratique et intelligent; compétence dans les principes financiers, avec sagesse dans leur application; les aptitudes à l’organisation, enfin acquérir cette clairvoyance des conditions et moyens à employer cette force et cette souplesse de caractère, susceptibles de concourir à l’extension des opérations de la compagnie avec avantages proportionnés à tous ses membres....”

Je n’ai pas besoin de dire, Messieurs, que je souscris complètement ce témoignage, et c’est sur ces paroles du savant actuaire anglais que je descends de la tribune.

*(Applaudissements).*

Herr BELLOM stellt mit Befriedigung fest, dass nach den verschiedenen Berichten in fast allen Ländern eine liberale Tendenz bei der Abfassung sowohl wie bei der Auslegung der Versicherungs-Bedingungen die Oberhand gewinnt.

Er erkennt dies als durchaus richtig, ja sogar als notwendig an, und meint, dass nicht nur vom sozialen, sondern auch vom kaufmännischen Gesichtspunkt das Erheben von Einwendungen und Schwierigkeiten gegen die Liquidierung von Sterbefällen ungleich mehr Schaden als Nutzen bringt. Er erwähnt einen Brief des Herrn YOUNG, des ehemaligen Präsidenten des »Institute of Actuaries«, in dem sich dieser gegenüber seinem alten Freunde BLANKENBERG über die Aufgaben der Internationalen Kongresse ausspricht. In diesem Briefe heisst es, dass der Versicherungstechniker sich nicht rein auf die mathematische Seite des Berufes beschränken darf, sondern dass er sich nicht minder mit den sozialen und juristischen Problemen der Versicherungswissenschaft befassen muss. Unter diesem Gesichtspunkte will Herr BARRAND auch die Frage der Anfechtbarkeit der Polizzen behandelt wissen.

Mr. BELLOM says in a few words he is very glad to find out of the Papers forwarded by the members of the different nations that a sense of liberality is coming more and more general among companies of all countries. It is a matter of fact, he says, that every company which would not understand the modern sense of our time would not only be a bad company from a social point of view, but also from a purely commercial one.

The companies must convince themselves that the refusal of the payment of an insured sum, whether rightly or wrongly from a legal standpoint, is doing them much harm and causing them much trouble.

Mr. BELLOM reproduces a letter from the former president of the Institute of Actuaries, Mr. YOUNG, which gives a general idea of the wide field of operation which must be open to actuaries. Mr. YOUNG says that for duly filling up this field, the actuary must not confine himself to purely mathematical questions, but also deal with judicial and economical subjects.

It is in this sense that Mr. BELLOM wants to see considered also the question of incontestability of policies.

Herr Dr. WILHELM BERLINER (Wien):

Meine Herren! Ich möchte für das heutige Thema noch einige Minuten Ihre Aufmerksamkeit fragen.

In einigen Berichten, namentlich in jenem aus Holland, wird die Frage des Selbstmordes ziemlich ausführlich behandelt, und in der Tat scheint diese Frage die einzige zu sein, welche aktuarielles Interesse noch hervorrufen kann. Die anderen Probleme, die bei der Frage der Unanfechtbarkeit der Polizze zur Erörterung kommen, sind eigentlich in praktischer Hinsicht grösstenteils gelöst worden. In gewissen Ländern haben zwingende Gesetze die Frage gelöst, und in den Ländern, die diesbezüglich keine zwingenden Gesetzesbestimmungen aufzuweisen haben, hat doch die Konkurrenz der verschiedenen Gesellschaften eine liberale und zweckmässige Lösung der Frage herbeigeführt.

Was den Selbstmord anbelangt, macht man gewöhnlich einen Unterschied zwischen dem in zurechnungsfähigem Zustande und dem in zurechnungsunfähigem Zustande begangenen Selbstmord. Früher folgte man anderen Grundsätzen; so wurde z. B. in Oesterreich im Falle des Selbstmordes innerhalb einer Anfangsfrist meistens von drei Jahren nach dem Abschluss der Versicherung



durch die Gesellschaft nicht ausgezahlt, nach Ablauf derselben dagegen unbedingt ausgezahlt, ohne dass die Frage der Zurechnungsfähigkeit in Betracht kam.

Die moderne Doktrin geht richtig von der Erwägung aus, dass Selbstmord in zurechnungsunfähigem Zustande kein Selbstmord ist. Die Gerichte dagegen suchen meistens einen Unterschied, der in kaufmännisch befriedigender Weise die Frage löst. Wenn ein armer Teufel Selbstmord begangen hat, heisst es: der Mann hatte kein Leben, er hat Recht gehabt sich umzubringen. Gilt es aber einen Menschen, dem es in der Welt gut gegangen, so sagt man: der Mensch konnte zufrieden sein, warum hat er sich umgebracht? Dieser Mensch war verrückt und handelte in zurechnungsunfähigem Zustande.

Solche Erwägungen erscheinen mir sehr oberflächlich. Jemand dem es augenscheinlich gut geht, kann sehr wohl tief unglücklich sein und ausreichende Gründe haben sich umzubringen, und man kann mit vielem Recht sagen, dass wer immer in der Not lebt zuletzt vielleicht verrückt wird. Selbstmord hat am häufigsten mit wirtschaftlichen Erwägungen nichts zu tun; man denke an Selbstmord wegen unglücklicher Liebe. Hier ist jede Unterscheidung unmöglich; der Gegenstand der Liebe unterliegt nicht der öffentlichen Beurteilung. Die Ärzte, sogar die Psychiater, die sonst alles wissen, können hier keinen Aufschluss geben und der Richter noch viel weniger.

Es wäre sehr interessant von den französischen Autoren über diese Frage Näheres zu hören, denn gerade die französischen Gesellschaften kennen die Unterscheidung zwischen dem in zurechnungsfähigem und dem in zurechnungsunfähigem Zustande begangenen Selbstmorde schon lange. Ich glaube, dass man immer mehr die Zurechnungsunfähigkeit annehmen wird. Es wäre viel einfacher die ganze Unterscheidung fallen zu lassen und eine kurze Karenzzeit anzunehmen und nach deren Ablauf unbedingt zu zahlen. Ich vertrete diese Ansicht nicht nur aus theoretischen Gründen, sondern habe auch in der Praxis die Zwecklosigkeit der besagten Unterscheidung erfahren können. Die Gesellschaft, deren Beamter ich bin, arbeitet oft mit französischen, diese Unterscheidung enthaltenden Polizzen und wir haben noch niemals in einem Prozess damit etwas anfangen können.

L'orateur, continuant en français, dit :



Messieurs, j'ai fait quelques remarques concernant la question du suicide qui est traitée amplement dans plusieurs rapports. En effet, parmi les questions qui se rattachent au problème de l'incontestabilité des polices dans l'assurance-vie, celle du suicide me semble la seule qui, au point de vue pratique, puisse éveiller encore un intérêt actuariel, les autres questions ayant été résolues pour la plupart dans les divers pays, soit par les prescriptions obligatoires de la loi, soit par les stipulations introduites par les compagnies d'assurance.

Quant au suicide, les tribunaux distinguent entre le suicide commis consciemment et le suicide commis en état d'inconscience et, en appliquant cette distinction, ils considèrent surtout les conditions sociales de celui dont il s'agit. Si quelqu'un qui vivait dans des circonstances sociales favorables se suicide, les tribunaux décident que cet homme n'a pu avoir de motifs raisonnables pour chercher la mort consciemment, qu'il doit avoir été fou et, par conséquence, qu'il est irresponsable. Si par contre un homme pauvre et placé dans des conditions sociales déplorables a commis le suicide, il est supposé avoir agi méditativement et consciemment et il est proclamé responsable.

La doctrine moderne rejette la distinction qui ne sort pas d'une appréciation juste des motifs pour le suicide. Les suicides n'ont le plus souvent aucun rapport avec les conditions sociales et pécuniaires de l'assuré, ils sont ordinairement commis sous l'influence de considérations et de sentiments qui s'échappent à toute observation publique.

Les compagnies d'assurances feraient donc mieux en supprimant cette distinction et en garantissant, sans aucune restriction, le paiement en cas de suicide, après l'expiration d'un certain délai de carence, à calculer de la souscription du contrat.

Je serais reconnaissant, si les autres membres du congrès voudraient bien exprimer leur opinion à ce sujet, spécialement les messieurs français, car c'est surtout dans les polices des compagnies françaises que la distinction mentionnée est encore usuelle.

The speaker, continuing in English, said:

I want to point out that the modern practice in cases of suicide inclines more and more towards making a distinction between responsible and irresponsible suicide.

As a matter of fact it is very difficult to find out in practice

whether a case belongs to the first group or to the second. Generally our courts find the difference in the financial position of the person who commits suicide. They say that, if a man is in good financial position, he has no good reason to kill himself and if he does, his case is considered as an irresponsible one. If the suicide has been committed by a poor person however, the man is proclaimed responsible, being supposed to have acted in a state of consciousness. This conception cannot be right from a serious scientific standpoint, and it would be very difficult indeed to make this difference in cases the suicide is due to other reasons than pecuniary ones as these in general escape public observation.

It would be very interesting to hear from members of different nationality what the legal practice on this subject is in their countries.

Mr. JOSEPH BURN (London):

*Mr. Chairman! Gentlemen!*

My friend, Mr. BARRAND, who has a Paper down for this morning on the subject of the incontestability of life assurance policies, asked me to explain that he was very anxious to have the opportunity of saying a few words by way of further explanation of some of the points raised in his Paper.

Unfortunately he has been suddenly called back to London on an important legal matter, which it was impossible for him to avoid. He asked me to offer his regrets to you, at the same time hoping that possibly there might be an opportunity for him to speak a few minutes on Friday or Saturday next.

I expect he will be back here to-morrow.

The chair is vacated by Mr. GORDON DOUGLAS and taken by Mr. HUNTER, Secretary for the United States at the Congress.

Herr BURN spricht namens Herrn BARRAND und sagt, dass Herr BARRAND seinem Referate gerne einige Bemerkungen zugefügt hätte. Er musste aber wegen dringender Geschäfte abreisen und hofft, dass ihm die Gelegenheit gegeben wird, seine Bemerkungen in der nächsten Sitzung, d. i. Freitag nachzutragen.

M. BURN dit que M. BARRAND, appelé à Londres pour affaire

urgente, regrette de n'avoir pu ajouter quelques considérations à celles qu'il a données dans son rapport. Il espère cependant les présenter avant la fin du Congrès.

M. COSMAO DUMANOIR (Paris): . .

*Messieurs,*

Un précédent orateur (au sujet de la distinction qu'on fait en France entre le suicide conscient et le suicide inconscient) a déclaré — si j'ai bien compris — que cette distinction lui paraît peu satisfaisante, notamment parce qu'elle donne lieu à des contestations. Il a exprimé le désir qu'il lui fût indiqué, si possible, quelles sont les bases adoptées par la jurisprudence française, pour faire cette distinction en matière de suicide.

Je n'ai pas prévu une question aussi détaillée et je n'ai pas ici entre les mains les documents nécessaires pour y répondre. Je peux dire, néanmoins, que, devant les tribunaux français, cette distinction est considérée comme une distinction de pur fait, et qu'il serait assez difficile de tirer des différentes décisions des tribunaux français un résumé vraiment synthétique de ce qu'on pourrait donner comme définition du suicide conscient et du suicide inconscient. Je dois ajouter, d'ailleurs, que, si les contestations sont toujours possibles, comme le disait le précédent orateur, elles sont extrêmement rares, et que le jugement de la question du suicide se fait, en somme, dans les bureaux de la compagnie qui se trouve victime d'un fait de ce genre. C'est après des études extrêmement précises et détaillées que l'on se décide, et j'ai rarement vu plaider des procès de ce genre. Je crois pouvoir affirmer que, dans telle compagnie française, pendant une période d'une dizaine d'années, il a pu se produire une moyenne de quatre suicides par an, et, sur ces quatre suicides, la moitié environ ont été réglés sans contestation. L'autre moitié ont fait l'objet de transactions. Je vous donne ces chiffres, bien entendu, comme absolument flottants et comme simplement indicatifs. Il est évident qu'ils varient beaucoup d'une année à l'autre, et, par conséquent, on ne pourrait, pour une période aussi courte, faire une moyenne qui ait une valeur quelconque.

D'ailleurs, mon cher collègue, vous puisserez des informations plus précises dans la jurisprudence que je vous donnerai quand je serai chez moi et j'aurai les documents entre les mains.

Messieurs, qu'il me soit permis d'ajouter à ceci quelques mots personnels.

La distinction en question me paraît également peu satisfaisante, et ce, pour les mêmes raisons que mon cher collègue a énumérées; c'est que, dans la question d'incontestabilité, le principal n'est pas qu'il puisse y avoir des contestations, mais c'est la question de savoir si l'assuré, au moment où il s'assure, n'a pas la crainte d'avoir des contestations. Je suis persuadé qu'on ne peut pas laisser de côté le côté moral de la question, quelle que soit l'opinion qu'on professe sur le suicide au point de vue religieux ou philosophique; mais du point de vue du risque à courir, je suis convaincu qu'on peut écarter le danger du suicide pour une compagnie d'assurances en se plaçant uniquement au point de vue du choix du risque à l'entrée, c'est à dire au moment de la conclusion de l'assurance. Je crois que l'on peut considérer comme démontré que la fréquence du suicide, dans une fraction donnée de la population, est en raison inverse de la cohésion de la famille. Les statistiques indiquent d'une façon très nette que les suicides sont plus fréquents chez les célibataires que chez les gens mariés, plus fréquents chez les veufs, plus fréquents chez les divorcés que chez les veufs. Il semble bien indiqué, étant donné que ces observations sont faites dans une même population, que la cohésion du lien familial est un antidote du suicide. La vigueur des sentiments religieux, et surtout la cohésion des groupes religieux, est également un antidote du suicide. Je ne fais ici qu'indiquer des idées qui ont été traduites en chiffres par des statistiques connues. Je crois qu'il y a là une base suffisante pour servir de criterium au choix des risques dont je parlais. Si le père d'une nombreuse famille souscrit, pour garantir l'avenir de sa progéniture, une assurance en proportion de ses ressources, je crois que l'assureur peut garantir l'incontestabilité de la police, sans avoir à craindre autre chose qu'un coup de folie et quelques maladies qui ne font pas courir un grand risque supplémentaire. Si au contraire — pour prendre deux extrêmes — un homme divorcé, qui n'a aucun intérêt de famille, demande à souscrire une forte assurance en vue d'une opération financière qu'on peut estimer hardie, on doit croire à des idées de suicide dans un très grand nombre de cas, et, par conséquent, ce n'est pas une incontestabilité mais un refus qu'il faut proposer à la compagnie.

Messieurs, ces idées sont très sommaires. On ne me demandra

pas de les développer, ni de les justifier. Je crois suffisant de vous les avoir indiquées, puisque je crois que là est la base de la vraie solution de la question.

*(Applaudissements.)*

Herr COSMAO DUMANOIR erklärt, auf die Ausführungen eines Vorredners reflektierend, dass in den Entscheidungen französischer Gerichte eine klare Abgrenzung zwischen Selbstmord im Zustande der Zurechnungsfähigkeit und Selbstmord im Zustande der Zurechnungsunfähigkeit nicht gegeben ist. Streitigkeiten darüber sind natürlich immer möglich, aber diese Streitigkeiten werden nur in den seltensten Fällen der richterlichen Austragung unterzogen. Soweit er sich auswendig erinnern kann, sind bei den französischen Gesellschaften im Zeitraume von 10 Jahren durchschnittlich 4 Selbstmorde pro Jahr vorgekommen, wovon ungefähr die Hälfte gezahlt wurden, während bei der anderen Hälfte ein aussergerichtlicher Vergleich erzielt wurde.

Herr DUMANOIR ist persönlich der Ansicht, dass es nicht allzu schwierig wäre, die Anfechtbarkeit der Polizzen wegen Selbstmordes einzuschränken. Er weist auf bekannte statistische Erfahrungen hin, aus denen sich ergibt, dass die Häufigkeit der Selbstmorde mit den wirtschaftlichen und sozialen Verhältnissen in enger Beziehung stehen, dass bei verheirateten Personen Selbstmorde viel seltener sind als bei ledigen, bei diesen wieder seltener als bei verwitweten und dass sie am häufigsten bei geschiedenen vorkommen. Nach Anschauung des Herrn DUMANOIR müssen die Gesellschaften vor allem eines tun: Bei Uebernahme der Risiken sehr vorsichtig sein und Versicherungen abweisen, welche keinem nachweisbar legitimen wirtschaftlichen Interesse entsprechen. Wenn sie diesen Grundsatz befolgen, werden sie auf eine weitgehende Anfechtbarkeit der Polizzen wegen Selbstmordes leicht verzichten können.

Mr. COSMAO DUMANOIR, referring himself to some remarks of one of the preceeding speakers, confirms that a clear distinction between responsible and irresponsible suicide could not be derived from the decision of French courts. No doubt, it would be very difficult to find a clear division and, as a matter of fact, doubtful cases are mostly settled by amiable agreement. As far as he remembers, the books of a French Company show an average of



4 cases of suicide yearly within a period of 10 years. Half of those cases were fully paid, the other half is settled by agreement.

Mr. DUMANOIR is of opinion that it would not be difficult for Insurance Companies to restrain to a large extent the contestability of policies in case of suicide. He points out that frequently suicides are very closely connected with the financial and social position and especially with circumstances of a certain standing of family.

Experience based on statistical data shows that suicides are more frequently among non married than among married people; they are still more frequently among widowers, showing finally the highest average rate among divorced.

Companies should not issue policies, especially of large amounts, where there is no legal interest or where the financial circumstances of the policy-holders are not in agreement with the premiums to be paid. If this rule is duly observed, Companies ought not to be afraid of granting even incontestability on account of suicide.

Herr Justizrat GERHARD (Berlin):

*Meine Herren,*

Mein gedrucktes Referat weist nach, dass die deutschen Versicherungsgesellschaften in ihren Bedingungen die Liberalität bei den verschiedenen Anfechtungsgründen von Jahr zu Jahr in hohem Masse verstärkt haben. Ich habe in meinem Referate meinen Ausführungen nur die Versicherungsbedingungen einer grossen Anzahl von privaten Gesellschaften zu Grunde gelegt. In Deutschland haben wir aber — wie wohl bekannt sein wird — eine Anzahl von Anstalten auf dem Gebiete der Lebensversicherung, die nicht privatrechtlichen, sondern öffentlich-rechtlichen Charakters sind, z.B. Versicherungsanstalten von Provinzialverbänden oder Gemeindeverbänden. Es ist nach der Drucklegung meines Referates eine Zusammenfassung über diese Versicherungsanstalten herausgekommen, und daraus ergibt sich, dass bezüglich der verschiedenen Anfechtungsgründe die Liberalität dieser Anstalten oft noch weiter geht als die der Privatgesellschaften. Es ist beispielsweise die Reisegefahr vom Beginn der Versicherung an vollständig gegenstandslos geworden; es ist 8 Wochen nach dem Inkrafttreten der Versicherung auch die Kriegsgefahr eingeschlossen. Hinsichtlich des Selbstmordes ist zwar eine Frist von zwei Jahren beibehalten worden — während einige Privatgesellschaften diese Frist auf ein Jahr beschränkt



haben — aber dem nach deutschem Gesetz zwingenden Ausschluss der Anfechtung bei krankhafter Störung der Geistestätigkeit ist die Bestimmung zugefügt worden, dass die Gesellschaft ausbezahlt, wenn infolge unheilbarer Schmerzen oder körperlicher Leiden der Selbstmord begangen ist.

Diese zunehmende Liberalität ist nicht nur von juristischem, sondern auch von versicherungstechnischem Standpunkt ausserordentlich interessant.

Die ganze Versicherungstechnik beruht auf der Sterblichkeitsbewegung. Wenn die Versicherungsgesellschaften auch für den Fall, dass der Versicherte durch eine eigene Handlung das Risiko erhöht oder sogar das Ableben herbeiführt, die Auszahlung garantieren, wird zwar die Willkür begünstigt und werden die mathematischen Grundlagen erschüttert, aber trotzdem hat die Praxis gezeigt, dass Nachteile nicht eintreten. Die sämtlichen Privatgesellschaften, an die ich eine Rundfrage gerichtet habe, haben mir mitgeteilt, dass sie ohne jegliche statistische Berechnung allmählich in der Anwendung liberaler Prinzipien weiter gegangen sind. Und von den zwei Gesellschaften, die von vornherein die Anfechtung wegen Selbstmordes gegen eine einmalige Zuschlagsprämie von  $7\frac{1}{2}$  ‰ ausgeschlossen haben, hat eine mir mitgeteilt, dass diese Zuschlagsprämie ohne Berücksichtigung rechnerischer Grundlagen festgestellt wurde.

Ich glaube also, dass auf mathematischem Wege die Frage nicht zu lösen ist und dass die Praxis die Möglichkeit zeigt, sämtliche Anfechtungsgründe auszuschliessen. Zu dem mathematisch-technischen Moment kommt aber ein zweiteres, das moralische und rechts-politische Moment. Während meiner Meinung nach bei Gefahrerhöhung, z.B. wegen Teilnahme an Kriegen oder an Reisen, die Anfechtung und sogar eine Karenzzeit wegfallen könnten, führen die rechts-politischen Erwägungen mich zum Resultat, dass für den Fall der Arglist und des Selbstmordes eine unbedingte Garantie nicht gegeben werden kann.

Die Frage der Arglist ist auch in den andern Berichten gestreift worden. Man hat zu Gunsten der Unanfechtbarkeit auch im Falle der Arglist vorgebracht, dass wenn man mit einer Versicherungspolice nach einer Bank geht um darauf Kredit zu bekommen, die Bank auch für den Fall der Arglist eine vollständige Garantie verlangt. Man wünscht darum, dass auch für den Fall der Arglist und des Selbstmordes eine absolute Garantie gegen eine

einmalige Zuschlagsprämie ausgesprochen werde, aber ich kann mich dafür nicht erwärmen und sehe die Notwendigkeit nicht ein. Sie wissen, dass die meisten Lebensversicherungsgesellschaften selbst Darlehen gewähren. Der Versicherte, der Kredit nehmen will, kann es daher bei der Versicherungsgesellschaft selbst tun und für den Ausnahmefall, dass er an ein Kreditinstitut herantreten muss und dass es Schwierigkeiten macht auf eine nicht unbedingt unanfechtbare Police Kredit zu erhalten darf man meines Erachtens die juristischen Bedenken nicht fallen lassen. Selbst de lege ferenda würde ich es nicht für erwünscht halten, die Unanfechtbarkeit im Falle der Arglist zuzulassen.

Bei Selbstmord steht die Sache natürlich nicht ganz gleich. Im Falle des Selbstmordes jede Auszahlung unbedingt zu verweigern, widerspricht sowohl den Interessen des Versicherungsnehmers als auch denen der Versicherungsgesellschaften, da ein solches Verfahren der Entwicklung des Versicherungsinstitutes als eines allgemeinen Sparsystems zu sehr im Wege steht. Eine gewisse Karenzzeit jedoch scheint mir hier erforderlich. Die Gefahr ist vorhanden, dass derjenige, der mit Selbstmordgedanken herumgeht und eine Familie besitzt, die er nicht gerne ganz unversorgt hinterlassen möchte, eine Versicherung abschliesst mit dem bewussten Vorsatz, sich nachdem die Versicherung abgeschlossen ist, sofort das Leben zu nehmen. Nun ist es vom moralischen und vom rechtlichen Standpunkte aus nicht zulässig, dass jemand sich den Weg öffnen kann, auf diese Weise seiner Familie ein Kapital zuzuführen, das ihr nicht zukommt. Ich meine, dass eine kurze Karenzzeit von einem Jahr dieser Gefahr ausreichend vorbeugt; ich weiss wohl, dass diese Frist sehr kurz ist, aber psychologisch macht es doch einen grossen Unterschied, ob jemand, der den Vorsatz hat Selbstmord zu begehen, diesen Vorsatz sofort ausführen kann in der Gewissheit, dass die Versicherungssumme ausgekehrt wird, oder ob er noch erst ein Jahr warten muss, das ist immerhin eine Zeitspanne, in der die Verhältnisse sich vielleicht gänzlich geändert haben können. Ich meine daher, dass es unter keinen Umständen erwünscht ist, ohne eine Karenzzeit die Ausbezahlungspflicht auch im Falle des Selbstmordes in die Polizen aufzunehmen.

M. GERHARD signale que depuis l'apparition de son rapport de nouvelles conditions d'assurance ont été mises à sa disposition. Il n'avait traité que l'assurance privée, mais en Allemagne il existe

beaucoup d'assurances publiques, telles que les assurances des associations de communes. Les polices de ces établissements sont encore plus libérales que celles des sociétés privées. Pour les risques de voyage aucune période de carence n'est imposée, pour les risques de guerre elle est de huit semaines; pour le suicide elle est toutefois de deux années, tandis que les sociétés privées la réduisent à une année. Cette progression du libéralisme est fort intéressante dans l'histoire de l'assurance. M. GERHARD s'est livré à une enquête et des réponses qu'il a obtenues il appert que la plupart des compagnies se sont permises ce libéralisme sans bases statistiques. Une compagnie qui assumait les risques de suicide moyennant une surprime de  $7\frac{1}{2}$  ‰, lui a affirmé que cette base était purement arbitraire. Au point de vue purement mathématique la question est insoluble, mais ce point de vue n'est pas le seul à examiner. Le point de vue moral commande en effet le maintien des clauses de déchéance pour fraude ou suicide, bien que l'emploi d'une police comme instrument de crédit semble s'y opposer; mais cette dernière considération doit selon l'orateur s'effacer devant la morale qui interdit à l'assureur d'encourager la tromperie. Quant au suicide, il est essentiel de supprimer toute période de carence et de verser sans retard la somme assurée à la famille du décédé. Cependant il convient de se garder contre la fraude commise par un individu qui, résolu au suicide, s'assure pour laisser de l'argent à sa famille: la période de carence usuelle d'une année oblige cet individu à une réflexion salutaire. L'orateur conclut qu'il n'est pas désirable et qu'il n'est aucunément nécessaire d'assumer les risques de fraude et de suicide sans imposer un délai de carence.

Mr. GERHARD, Berlin, stated that his Paper was based upon the conditions obtaining amongst a large number of private assurance companies. In Germany there are a number of Life Assurance Institutions, which partake of a public character, and since the Paper was written an examination of these institutions has been published which shows that, so far as the contestability of policies is concerned, the conditions of these public institutions are often more liberal than those of the private companies.

Life Assurance is based upon rates of mortality and, if the life assured has it within the power of his own free will to increase the risk or even to bring about his death it will follow that the mathematical bases, upon which life assurance rests, will be shaken.

Nevertheless from enquiries it is found that without any statistical calculations more liberal policy conditions have been adopted. And of the two companies charging a single extra of  $7\frac{1}{2}$  ‰ for the exclusion of a suicide clause from the policy the extra has been fixed empirically.

According to Mr. GERHARD on the ground of public morality no unconditional guarantee of payment could be given in the event of fraud or suicide, yet other extra risks, such as war risks, could be admitted even without a period of waiting. It has been held that an indisputable policy is required on account of the fact that, if such a policy is deposited with a bank for a loan, the bank would require a guarantee that the sum assured would be payable even if there had been fraud or suicide. Mr. GERHARD said that most assurance companies granted loans on their policies so that the life assured could approach the company and he did not admit that an indisputable policy should be granted to provide merely against the exceptional event of the life assured taking a loan from a credit institution.

To refuse payment unconditionally in the event of suicide would be against the interests of both the assured and the office, but a period of waiting, of say one year, was desirable. Mr. GERHARD's conclusion was that risk of payment in the event of suicide should in no case be undertaken without a period of waiting.

The chair is vacated by Mr. HUNTER and taken by Mr. SCHOOLING, President of the Institute of Actuaries, and Vice-President for England at the Congress.

Mr. JAMES BACON (London):

Mr. BARRAND says in his Paper that in England since by virtue of the common law *every* policy can be contested on three grounds: illegality, fraud and public policy, no other limitations should be imposed on the assured persons and companies may safely set aside further restrictions.

Mr. President! No company can in case of fraud successfully contest a policy in court unless conclusive legal evidence is produced. Now I am of opinion that these extra limitations are very useful in the many cases which are on the borderline of fraud, where fraud cannot legally be proved, but where morally it is certain that fraud has taken place.

I may mention as an example a gentleman who undoubtedly had something wrong with his heart; it was wellknown by the family-doctor who always listened to his heart when calling at his house and who had warned him against hurrying on any occasion. This gentleman wanted to enter into a life assurance contract and when he went up for medical examination the doctor failed to notice the slight intermittent murmur and the life was passed as first class. The case soon become a claim and then it proved to be morally certain that the assured knew that something was wrong with his heart, but no satisfactory legal evidence could be produced. We were able to settle that case out of court for something less than the full sum assured. It was quite certain that if we had gone into court the claim would have been recognized.

Here is another example of a quite similar character. We had a case of incipient cancer. The man was able to pass the doctor's examination as the symptoms were not sufficient to be noticed at such an examination. That case became a claim in such a short time that the cancer could not have begun to develop after the examination. No legal evidence of fraud could be produced, but a settlement was effected out of court.

Cases like these must be very frequent and extra limitations give the companies a valuable weapon against them, and form an efficient safeguard for the companies in cases where it is badly needed.

Herr BACON beleuchtet die im Referate des Herrn BARRAND behandelte Frage, ob es für die Versicherungsgesellschaften notwendig und zweckmässig sei, hinsichtlich der Auszahlungspflicht Einschränkungen zu machen, die über die gesetzlich zwingenden Anfechtungsgründe hinausgehen. Während Herr BARRAND sagt, dass solche weitere Einschränkungen nicht nötig sind und dass die gesetzlichen Anfechtungsgründe ausreichen, ist Herr BACON der entgegengesetzten Meinung; und zwar begründet er seine Anschauung nicht mit juristischen, sondern mit rein praktischen Argumenten. Wenn in einer Polizze besondere Anfechtungsklauseln enthalten sind, so kann sich die Gesellschaft auf solche Klauseln in Fällen stützen, in den Arglist auf seiten des Versicherten zweifellos vorhanden war, jedoch diese Arglist nicht gerichtsordnungsmässig erwiesen werden kann. In solchen praktisch nicht seltenen Fällen — Herr BACON führt zwei derartige Fälle aus



seiner Praxis an — bietet die Anfechtungsklausel in der Polizze der Gesellschaft die Handhabe, um mit Erfolg einen aussergerichtlichen Vergleich anzustreben.

Aus diesen Gründen ist Herr BACON dafür, dass man die zur Zeit in den englischen Polizzen enthaltenen Anfechtungsgründe, die über die gesetzlichen Nullitäts-Gründe hinausgehen, auch weiterhin beibehalten sollte.

M. BACON examine la question posée par M. BARRAND, de savoir s'il est nécessaire et opportun d'introduire dans les polices une contestabilité plus étendue que celle qui est prévue par la loi. M. BARRAND répond par la négative. L'orateur par contre soutient l'affirmation. Il invoque le motif suivant: si la police est moins contestable au point de vue du suicide que la loi ne l'admet, le règlement avec les ayants-droit est rendu beaucoup plus difficile par l'absence de clauses qui permettent une transaction avec les bénéficiaires.

M. LÉON MARIE (Paris):

*Messieurs!*

Je suis tout à fait d'accord avec nos honorables collègues, MM. BELLOM et BERLINER, pour souhaiter que les clauses des polices soient extrêmement libérales. Mais, je suis non moins d'accord avec M. GERHARD pour croire que la libéralité doit avoir des limites. Ces limites ont été très bien définies par lui, lorsqu'il a dit qu'en les dépassant, on favoriserait la fraude. Vouloir aller jusque là serait commettre une injustice à l'égard de la masse des assurés, car cet excès de libéralité conduirait inévitablement à l'augmentation du taux des primes. Les compagnies d'assurances sur la vie ne font évidemment pas des affaires pour réaliser des pertes. Autoriser les tromperies de quelques uns équivaut donc à surcharger la très grande majorité des assurés. Il est facile, tout au moins au point de vue théorique, d'utiliser les statistiques pour évaluer la probabilité des décès indépendants de la volonté humaine, c'est à dire des décès dont la cause ne dépend en rien de la volonté du défunt. Mais lorsque la volonté humaine intervient, en d'autres termes lorsque l'assuré se suicide, la statistique se trouve évidemment faussée. Je n'essaierai pas de distinguer le



suicide conscient du suicide inconscient qui, lui, ne dépend pas de la volonté du suicidé. Cette question de fait est du ressort des tribunaux. L'assureur est naturellement tenté de s'en tenir à cette simple constatation : l'assuré s'est donné la mort. Par conséquent le capital garanti n'est pas dû. Mais la famille, les ayants-droit répondent que c'est là une erreur manifeste. Lorsque l'assuré s'est tué, il se trouvait dans un état de trouble intellectuel qui le rendait absolument irresponsable de ses actes. Sa mort est donc le résultat d'un accident, comme s'il était tombé d'une fenêtre, par inadvertance, ou s'il avait été écrasé par une automobile. Alors les deux parties en présence entament des discussions subtiles, afin de déterminer si le défunt s'est donné la mort involontairement ou s'il agit en pleine lucidité d'esprit. Les tribunaux ont bien souvent eu à examiner cette question. En France, par exemple, ils en sont arrivés à cette conclusion que l'on se donne la mort presque toujours inconsciemment. Le fait même de se tuer décèle un esprit troublé. Par conséquent, le suicide est inconscient par essence, et les compagnies d'assurances doivent presque toujours payer, quel que soit le véritable état d'esprit du suicidé. Je crois donc prudent de ne pas approfondir davantage ce côté de la question. Je préfère revenir à ce que je disais tout à l'heure. Tant que le fait qui amène la mort est indépendant de la volonté humaine, il peut être soumis à la statistique. Le rôle du statisticien est d'ailleurs plus ou moins facile. Ainsi, lorsqu'un homme va tous les jours travailler dans un bureau et ne se trouve placé dans aucunes circonstances extraordinaires, sa mortalité peut être prévue par des tables faciles à dresser et qui donnent des indications de tout repos. Il n'en est pas de même, par exemple, lorsqu'on veut mesurer le risque de guerre, mais il est légitime d'espérer que l'avenir permettra de déterminer les chances de mortalité, dans tous les cas, d'une manière de plus en plus précise. Envisageons maintenant l'homme qui s'est dit : Je vais m'assurer parce que je suis décidé à me tuer. Cette dernière résolution peut être motivée par des causes diverses, l'amour, les infortunes de toute sorte, les déboires financiers qui provoquent peut-être la majeure partie des suicides. Nous ne devons pas hésiter à penser que cet homme là se rend coupable d'une fraude, puisque l'assureur l'accepte de bonne foi, supposant qu'il se trouve dans les conditions habituelles d'un homme bien portant, qui n'a pas de raison pour se donner la mort. Si l'assureur ne contestait pas

un tel sinistre, il commettrait d'abord une faute professionnelle en encourageant la fraude, en augmentant par suite le nombre des sinistres, ce qui aurait pour conséquence nécessaire l'accroissement des primes payées par l'ensemble des assurés. Il commettrait ensuite une faute d'ordre moral, puisqu'il encouragerait ainsi la multiplication des suicides. Quel que soit le système philosophique auquel on se rallie, je crois qu'il n'en est guère approuvant le suicide. Il ne faut donc pas l'encourager. On peut objecter que l'homme se suicide, dans certains cas, pour procurer des ressources à sa femme et à ses enfants, auxquels il sacrifie ainsi même sa propre vie. Cette considération mérite peut-être d'atténuer sa faute, mais elle ne saurait l'absoudre. En résumé, la distinction à faire est celle-ci: le proposant a-t-il ou non l'intention de se suicider? S'il ne l'a pas, on peut l'accepter comme assuré, la statistique étant capable de prévoir les chances de suicides qui se produiront dans un avenir plus ou moins éloigné. Mais si le proposant a l'intention de se suicider, au moment où il s'assure, il faut l'écarter à tout prix, sous peine d'éprouver un sinistre à bref délai, en dehors de toute prévision statistique. Le seul moyen de séparer ces deux catégories de proposants, c'est l'établissement d'un délai de carence, car il est évidemment peu pratique d'ouvrir le crâne du proposant afin de lire dans son cerveau et d'y voir s'il est résolu au suicide. Je ne prétends pas fixer ici la durée du délai de carence. Peut-être faut-il une année, peut-être plus, peut-être quelques mois seulement. En tous cas, il est indispensable d'éviter toute distinction entre le suicide conscient et le suicide inconscient, dont j'ai montré précédemment l'inanité. Si l'assuré se donne la mort après l'expiration du délai de carence, le paiement du capital doit être effectué. Sinon, il doit être refusé. Telles sont, Messieurs, les considérations que je désirais avoir l'honneur de présenter au Congrès.

Herr LÉON MARIE knüpft an die Ausführungen des Herrn GERHARD an und betont, dass auch nach seiner Meinung die Versicherungsbedingungen im allgemeinen Interesse möglichst liberal auszugestalten wären, dass es aber immerhin gewisse Grenzen gibt, die — wiederum im Interesse der Allgemeinheit — unbedingt eingehalten werden müssen. Wollte man die Liberalität zu weit treiben, so würde man unter allen Umständen die Anzahl der Todesfälle steigern. Es müssten damit natürlich auch die Prämien

steigen, so dass die grosse Masse der Versicherten, für welche diese weitgehende Liberalität kein Interesse hat, zugunsten einiger weniger höhere Prämien zu bezahlen hätten. Die vorhin erwähnten Grenzen erblickt Herr MARIE — ebenso wie Herr Justizrat GERHARD — in dem Ausschlusse der Zahlungspflicht bei Arglist und in der Annahme einer Karenzzeit bei Selbstmord. Herr MARIE erörtert die Unterscheidung zwischen Selbstmord in zurechnungsfähigem vor und in zurechnungsunfähigem Zustande, gibt zu, dass diese Unterscheidung schwierig und dass nach der französischen Praxis in der überwiegenden Mehrzahl der Fälle dem Selbstmörder Zurechnungsunfähigkeit zugeschrieben wird. Es sei daher praktisch gewiss am besten, diese Unterscheidung fallen zu lassen und an deren Stelle eine Karenzzeit anzunehmen, derart dass bei Selbstmord während der Karenz in keinem Falle, bei Selbstmord nach Ablauf der Karenz dagegen unter allen Umständen die Versicherungssumme ausgezahlt wird. Damit werden spekulative Selbstmorde von der Versicherung ausgeschlossen, was im Interesse der Gerechtigkeit ebensowohl wie in jenem der öffentlichen Moral unbedingt erforderlich ist. Ueber die Länge dieser Karenzzeit will sich Herr MARIE nicht aussprechen. Es muss Sache der Statistik sein, die Wirkungen einer derartigen Versicherungspolitik auf die Sterblichkeit festzustellen.

Mr. LÉON MARIE adds some remarks from the standpoint adopted by Mr. GERHARD. He admits fully that in the general interest the incontestability clauses should be considered and executed in a more liberal sense, but there are no doubt certain limits which — again in the general interest — can not be disregarded. If liberality were extended beyond those limits, premiums would certainly have to be raised, charging thus the great majority of policy holders for those few who would profit by the increased liberality.

The limits which must be laid down are first of all fraud and suicide. Mr. LEON MARIE considers the distinction between responsibility and irresponsibility in the case of suicide and he concludes that this distinction has not proved satisfactory from a practical standpoint. According to french jurisdiction for instance, the courts seem generally inclined to admit that the suicide has been committed under conditions of irresponsibility. Mr. MARIE agrees fully with the introduction of a certain initial period, so that suicide within

such period should be excluded entirely from the policy, whereas in the case of suicide after such initial period, the claim should be admitted without reserve. As to the duration of the initial period, Mr. MARIE would rather restrain himself from giving any definite figures. That is a question which might better be reserved to a more detailed examination and to the control by statistical results in the practical course of business.

Herr JUSTIZRAT GERHARD (Berlin):

Meine Herren, ich habe nur das Wort erbeten um einem Missverständnis vorzubeugen. Ich hatte die Versicherungsbedingungen öffentlich-rechtlicher Versicherungsanstalten erwähnt und gesagt, dass diese in der Liberalität hinsichtlich der verschiedenen Anfechtungsgründe sehr weit gehen. Wie ich höre, ist dies in der Weise aufgefasst worden, alsob diese Bedingungen immer liberaler seien als die der privaten Gesellschaften. Das habe ich nicht sagen wollen. Es giebt mehrere Privatgesellschaften, die in der Liberalität hinsichtlich der Anfechtungsgründe eben so weit gehen als die öffentlich-rechtlichen Anstalten. Eine Anzahl von Privatgesellschaften haben in ihren Polizen noch schärfere Bedingungen, aber es ist anzunehmen, dass jetzt, da der Verband der öffentlich-rechtlichen Versicherungsanstalten sich zur Sache geäußert hat, der Verband der Privatversicherungsanstalten nachkommen wird und dieselben liberalen Bedingungen durchweg bei den Privatgesellschaften eingeführt werden, wie die öffentlich-rechtlichen Versicherungsanstalten sie schon jetzt haben. *(Beifall).*

M. GERHARD dit qu'il veut éviter toute méprise à l'égard des paroles qu'il a prononcées. Il vient de dire que les institutions publiques d'assurance émettent des polices plus libérales que celles des compagnies privées. Il aurait fallu dire: que *certaines* compagnies privées. D'autres compagnies privées sont en effet beaucoup plus libérales que ces institutions publiques, et le syndicat des compagnies privées a décidé l'émission des polices aussi libérales que celles des établissements publics.

M. GERHARD tenait à prononcer ces quelques paroles pour éviter tout préjudice à l'égard des sociétés privées dans l'opinion publique. Dont acte!

Mr. GERHARD, Berlin, referred to a misunderstanding of his previous speech. He had referred to the public assurance institutes and had stated that they had gone very far towards liberalising their contracts, but this statement had been interpreted as meaning that the conditions of the public assurance policies were always more liberal than those of the private assurance companies. He had not meant this, because some private companies had made their conditions quite as liberal as those of the public institutions, and it was very probable that they would mostly follow this suit now that the question had been publicly discussed.

*Le Président :*

The discussion on this subject is now closed.

I now call upon Messrs. W. R. DAY and D. CARMENT of New South Wales, who wish to give expression to the good wishes they have been desired to convey not only from the respective institutes they represent, but also from the Commonwealth Government of Australia.

The Committee thinks it a suitable opportunity for those gentlemen to do so now.

Mr. W. R. DAY, President of the Actuarial Society of New South Wales, (Sydney):

*Mr. President and Gentlemen!*

I have the honour to attend this conference as the official representative of the Commonwealth Government of Australia and of one of its constituent States, the State of New South Wales.

I think that the actuaries not only of Australia, but of the world, are under a debt of gratitude to the various Governments in Australia for the very complete statistics which these Governments have prepared from time to time, dealing with the population, the deaths, the births, and such like facts in the Commonwealth. This has enabled actuaries for many years to carefully determine a most important question, and that is: the mortality of a white race transported from Northern latitudes, in which it originated, to Southern latitudes and the warmer climate of the continent of Australia.

That opportunity has been fully taken advantage of. I may inform the Conference that there are two of the offices which



transact industrial assurances in Australia, which have compiled satisfactory mortality tables from Australian data and are so satisfied with the accuracy of those tables, that they are employing them in the calculations of their offices. That, I think, speaks very well for the Government of Australia and its compilation of statistics.

I have also the honour to represent here the Actuarial Society of New South Wales, the only body of a purely actuarial character south of the equator. The members of that Society, when they learned last year that it was my intention to come to this Congress, did me the honour to re-elect me to the presidential chair, in order they might be officially represented here by their highest official.

With regard to the interest which the actuaries in Australia take in this Congress, you must remember that, although there are only three members present from Australia, we have a journey of 25,000 miles to undertake in order to attend this Congress. (*Applause*).

And it is therefore hardly possible that those of us who are attending this Congress will be able to avail themselves of a similar opportunity in the near future. Still I can assure you, Mr. President and Gentlemen, that the Australian actuaries do take a very deep interest in what goes on at these actuarial Congresses, as is sufficiently shown by our presence here.

Still I feel sure that very much more interest would be taken by Australian actuaries if the meetings of this International Congress took place with less frequency than every three years. We have our own Society, for which we have to prepare Papers; most of us are members either of the English Institute of Actuaries or the Scottish Faculty of Actuaries, and some of us think that we have duties to discharge to those bodies. So, when it comes to preparing work for the International Actuarial Congress, you must not be surprised if we fall somewhat short of your expectations in sending in Papers.

Mr. President! I ask you and the members of this Congress to accept my assurance of the hearty goodwill of the actuaries of Australia and to receive at my hands the good wishes of the Government. (*Applause*).

Herr DAY überbringt als Vertreter der Australischen Regierung und als Vorsitzender der Actuarial Society of New-South Wales



dem Kongresse die Grüsse dieser beiden Körperschaften. Er sagt, dass er eine Reise von 25.000 Meilen zu machen hatte, um dem Kongresse beizuwohnen, und dass daher seine Landsleute nur in geringer Zahl anwesend sein können. Gleichwohl ist das Interesse, das in Australien dem Kongresse entgegengebracht wird, ein sehr grosses.

Die australische Regierung hat auf statistischem Gebiete in den letzten Jahren eine Reihe bedeutungsvoller Arbeiten durchgeführt, welche auch für die Versicherungstechnik von grossem Interesse sind. Neben Bevölkerungsstatistischen Arbeiten sind in dieser Hinsicht namentlich die Untersuchungen zu erwähnen, welche die Einflüsse eines Klimawechsels auf die Sterblichkeit betreffen. Zwei australische Volksversicherungs-Gesellschaften haben auf Grund der statistischen Arbeiten der Regierung Sterblichkeitstafeln ausgearbeitet, die mit gutem Erfolge in die Praxis eingeführt sind. Dies beweist das grosse Interesse, das die australische Regierung der aktuariellen Wissenschaft entgegenbringt, und die richtige Art, in der dabei vorgegangen wird.

M. DAY, qui est à la fois délégué du Gouvernement d'Australie et président de l'Actuarial Society de la Nouvelle Galles du Sud, apporte au Congrès les meilleurs souhaits de ses deux commettants. Si la délégation australienne n'est pas très nombreuse, c'est la distance de 25,000 lieues qui en est cause. Car l'Australie porte le plus réel intérêt au Congrès d'Amsterdam et en général aux questions d'assurance. C'est ainsi que le Gouvernement a fait étudier l'influence du changement de climat sur la mortalité de la population.

Mr. D. CARMENT (Sydney):

*Mr. President! Gentlemen!*

I have much pleasure in supporting my friend Mr. DAY in conveying the fraternal greetings of the actuaries of Australia to the members of this Congress.

I have also been requested to represent here the Insurance Institute of New-South Wales, which is not a purely actuarial body as it includes life-assurance, fire-assurance, marine accident assurance and some other branches, and it is a large and progressive institution.

I have to convey the hearty expressions of fellowship and goodwill of that Institute to the members of the Congress.

Mr. DAY has referred to the Australian mortality statistics. The office with which I have had the honour of being connected for the last forty years has on three occasions investigated its mortality experience and published the results for the information of the actuarial profession brothers and those results are of an extraordinarily favourable character.

In Australia we have a fastgrowing country and one in which life assurance has a very strong hold indeed. We have a considerable band of actuaries who are doing all that is in their power to promote the interests of actuarial science, and who watch with the deepest interest the proceedings of their brethren throughout the civilized world. Many are members also of the Faculty of Actuaries and the Actuarial Society of America as well as of the Institute of Actuaries.

I feel deeply that congresses such as the present tend very largely to break down international barriers and cement friendship between nations and that they should assist in hastening the coming of the time which is predicted by the great English poet:

“When the war-drum throbs no longer,  
 “And the battle flags are furled,  
 “In the Parliament of man,  
 “The federation of the world.”

*(Applause).*

Herr CARMENT begrüsst den Kongress als Delegierter des »Insurance Institute of New-South Wales« und hebt hervor, dass diese Körperschaft in enger Beziehung zu den Aktuarkollegen in Deutschland, England, Schottland und Amerika steht.

In Australien besteht seit Langem ein gewisses Interesse für statistische und aktuarielle Untersuchungen. Die Gesellschaft, der er angehört, hat im Verlaufe von 40 Jahren dreimal Sterblichkeitsuntersuchungen, basierend auf ihren eigenen Erfahrungen, publiziert und die Ergebnisse dieser Untersuchungen sind wissenschaftlich und praktisch sehr befriedigende.

M. CARMENT apporte au Congrès les vœux de l'»Australian Mutual Provident Society« dont il est le délégué. La société

d'actuaire des pays australiens entretient des relations les plus étroites avec les confrères allemands, américains, anglais et écossais.

Au sujet de travaux statistiques, il signale que sa compagnie a fait sur la mortalité dans l'espace de 40 ans trois recherches dont les résultats ont été très satisfaisants.

M. BÉGAULT (Bruxelles): Je viens de recevoir du commandeur MARCO BESSO d'Italie une lettre où celui-ci exprime le regret de ne pouvoir assister au Congrès au cause du deuil cruel causé par la mort de son fils unique. Je suis sûr que le Congrès s'associera à la douleur qu'éprouve le commandeur MARCO BESSO et voudra bien m'autoriser à être son interprète auprès de lui.

*(Marques d'assentiment).*

*La séance est levée.*

---

## QUATRIÈME SÉANCE.

Le Vendredi 6 Septembre 1912.

La séance est ouverte à 9 h. 30 m. avant-midi.

---

Présidence de M. le professeur dr. MULLER, de M. le professeur dr. BLASCHKE et de M. LÉON MARIE.

Le *Président*:

Je donne la parole à M. BARRAND qui voudrait ajouter quelques remarques à son rapport sur l'incontestabilité des polices et qui, étant empêché d'être présent le mercredi passé, a demandé la permission de parler aujourd'hui.

I call upon M. BARRAND to speak.

Mr. A. R. BARRAND (London):

*Mr. President! Ladies and Gentlemen!*

I must in the first place thank you for your courtesy in permitting me to speak on the subject of the Incontestability of Life-Assurance Policies after the discussion has been closed. I am very grateful for giving me this opportunity, as I could not be here Wednesday last on account of some unavoidable business. I must apologize to all of you for intruding upon you at a time when you are expecting to discuss another subject, and I must confess a more interesting subject than that of the incontestability of policies.

Nevertheless the question of the incontestability of life-assurance policies is a very important one from a life-assurance point of view, particularly as regards for the credit of such companies in the eyes of the general public, and it is perhaps from the latter

point of view that I had better speak in the very few words with which I propose to occupy your time this morning.

First of all, as a necessary introduction of what I have to say, I think we ought to ask ourselves the question whether the conditions of life-assurance policies as they exist to-day can be considered as fair towards the assured persons. I take it as an elementary proposition, shall I say of law? — certainly of morality, that, when two parties enter into a contract, they should each be placed in a position of understanding what it is they are entering into. From that standpoint I venture to say that none of us who has much experience of life-assurance policies will say that an ordinary life-assurance policy as issued even at the present time, with modern conditions, is such a document that the ordinary man-in-the-street can understand it. In fact, I go a good deal further, and venture to say that many policies issued at the present day are such that even trained lawyers cannot always comprehend them completely and find it difficult to form a satisfactory opinion as to their meaning and when difficulties arise and the parties have to come before the Court it frequently happens that even judges in the higher Courts differ in their judgment as to what the policies really mean. Now, I think, it cannot be regarded as fair to ordinary insured persons, sometimes men of business, oftener men who have no business-training at all, to send them documents of which they do not understand and containing unknown difficulties and dangers.

It may of course be answered that the Assurance Company is justified in taking what steps it considers necessary in order to protect itself, but that is not an altogether satisfactory answer, because we as actuaries are inclined to think that life-assurance is a necessary condition of life, and that people cannot do without it. If that be so — and we are very fond of impressing people with the fact that it is so —, I think it follows as a necessary consequence that we must base the contract on reasonable terms and the present terms, I am bound to say, are not altogether reasonable.

For example, doctors tell us in these days that consumption is not that fatal disease most people used to imagine and it seems to be a fact that nearly every man at some time or other in his life has suffered from an attack of tuberculosis and has recovered. Many times indications of tuberculosis-infection are found in corpses.

Now ordinarily life-assurance policies state that all the answers to the questions in the proposal are to be deemed to be absolutely true and that, if a man has made a statement, even innocently, which turns out to be untrue it will vitiate the contract. Those of us who happen to be in that particular state of having an attack of tuberculosis without knowing it, and sign a proposal of assurance, receive a policy which, according to the strict interpretation of the conditions, can always be contested by the Assurance Company. It is impossible to justify such a state of affairs, I think. This is only one illustration of the many I might give you.

Now the companies may say: the conditions we put in our policies may be dispensable, nevertheless we choose to put them in for our own protection and satisfaction, and the people who come to us, whether they understand them or not, must bear the consequences if we insist upon them, although as a matter of fact we shall not do so and of all probability only insist on our strict legal rights.

Mr. President! I think that Life-Assurance Companies which adopt that attitude are simply looking for trouble in the near future. There is an old saying, and a very true one, about making a virtue of a necessity, and wise men, particularly wise businessmen, make it their habit to look a little bit ahead and, when they see that a thing is likely to be forced upon them, they do it as an act of grace without being forced, before the moment of compulsion arrives. That is the position of Life-Assurance Companies at present with regard to the question of the incontestability of policies. They have now, at least in my own country, the opportunity of sweeping away some of the obnoxious conditions as an act of grace. If they do not do it as an act of grace, I feel sure the time is not far distant that they will be compelled to do it by force of law.

Some people, both in political and assurance matters, say: we will go on in our own way as long as we like, and if people do not like it, people can go elsewhere. This method has been tried in the field of politics, but it has turned out to lead to revolution, and when people start to revolutions, they very often not only sweep away the things which roused their anger, but a great many other things with them.

And when legislatures or Courts start to interfere with the



contracts of life-assurance, they may not merely sweep away the things I am now speaking of and which ought to be removed, but when they have once started, the appetite grows with feeding and they may begin to interfere with other matters connected with life-assurance which are better left alone by the Courts and the State.

I cannot help thinking that if ever such a state of affairs comes to pass, Life-Assurance Companies will be to a great extent responsible for it, and for that reason I am anxious that Companies should eliminate from the assurance contracts those objectionable features which are still found in them at the present time.

Companies may think that they can afford to disregard public opinion in this matter, but I do not think they can. I once heard a story of a judge who had been virulently attacked by a lawyer in his Court. A friend asked him afterwards: why do you not squelch that fellow? The judge looked at him and said: There was once a yellow dog and every time when the moon was at the full that dog yelped at it all night. After having said this the judge kept silence and went on with what he was doing. "And what about the moon" asked his friend. The answer was: "Oh, the moon went right on."

Yes, Gentlemen, the moon went right on, but the position of the moon is rather different to that of the Assurance Companies. The moon is only subject to the law of gravitation and not to the public opinion, but we as assurance-men cannot disregard the latter. We have to consider whether our conditions can safely and wisely be retained or not and it is a duty that we owe to ourselves as well as to the assured persons, a duty we owe to the great business of life-assurance, to see that objectionable conditions are swept away in order the assured persons as well as we ourselves may have fair play.

I understand that, when I was away, one of the speakers referred to the advantage of retaining some of those conditions in order that they may be used for purposes of technical defence. It is often said that, where fraud exists or is strongly believed to exist, and where the necessary evidence of that fraud is not forthcoming, it is very useful to be able to contest the policy upon some other ground which is not the real ground but which is available and lies ready to your hand. Mr. President, I think this is one of the most dangerous things a Life-Assurance Company can ever

do. In the first place to raise a technical defence in a case, in opposition to a claim, is always unpopular. In the second place it very rarely accomplishes the object for which it is used. There is nothing that sets a court, whether it be a judge or a jury, more strongly against an Insurance Company when it contests a claim than the fact the plea used to contest it seems a purely legal point with nothing at all material, and when you once cause the judge or the jury to lean against you, you have gone a very long way towards loosing your case. Even if you succeed, simply on legal grounds, in winning your case, I am not sure that you have not lost almost as much from the point of view of public opinion as you would have lost in money had the case gone against you.

The influence of public opinion is so great that no Life-Assurance Company can afford to disregard it. It is true that, if you do not resort to such defences as those referred to, you may in some instances lose a case that you could otherwise have won, but losing a case in such circumstances is only an incident of a nature which is common to all conditions and aspects of life.

Let me illustrate this for a moment.

It is generally considered in all civilized communities at the present time that the habitual carrying of fire-arms is a practice that ought to be condemned. When people always carry fire-arms with them, there is a very great risk that they will attack each other hastily without sufficient reason. Now some companies carry a whole arsenal of fire-arms in the technical conditions of their life-assurance contracts, but they assent that they do not intend to use these weapons, except in circumstances of necessity. Well, that is precisely the same answer that will be given by the man who has a revolver in his pocket, but we all know that there is a very great chance that such a man will make use of his revolver without there being any need to do so.

Life-assurancemen after all are only human, sometimes very human, in their likes and dislikes, and when they have a weapon in their policies always ready for use, the risk exists that sooner or later they will use it in circumstances in which they had very much better not use it.

A year or two ago there came before an English Court a very important case and one that is very instructive from this point of view. A Life-Assurance Company had very good reason to suspect

fraud in regard to a claim, but had no sufficient legal evidence. Then the idea occurred to one of the advisers of the Company that the policy might be contested on the ground that the assurance was illegal, although the Company had deliberately issued the contract with full knowledge of all circumstances. I am happy to say, although a life-assuranceman myself, that the defence failed on that ground, — it went to a higher court and failed again. If that Company would not have been able to use its technical defence, it would have saved itself from the reproach of having attempted to contest, as illegal, a contract which it had, with full knowledge of the circumstances, entered into. For these and other reasons I am anxious to take out of the way of the Insurance-Companies the temptation to dispute claims on pure technical grounds. Companies can still contest policies on the three grounds: illegality, fraud and public policy, and I think those grounds are all a reasonable Company can possibly want to use.

I know that some will disagree with me on this point and say that they still want those weapons at hand. I should like them to consider what the result of using them can be. You know the story of the people in the West, where law was not quite so settled as in the Eastern part of America. They lynched a man who, they thought, had stolen a horse. Soon afterwards they discovered that they had made a mistake and that the wrong man had been hanged. Then one of them went to the widow and said: we made a mistake, you have the laugh of us this time. But I am afraid, the widow did not quite see the laugh.

That is the position with most of us who start to contest policies. We get the laugh against us when we try to dispute on such grounds as I have referred to claims for which we are liable, and the laugh is a very unpleasant one for the companies. For this reason I think it is quite safe to say that it is not only fair to the insured persons that we do away with the obnoxious conditions, but that it is also in the real interest of the companies themselves.

I have been for a good deal of my life in the business of life-assurance, I am keenly interested in it, and very jealous for the honour of the business. I am sure many a time some of us have felt compelled to blush with shame when claims have been contested in court on trifling grounds and afterwards we have heard men of business speak contemptuously of such conduct on the part of assurance companies.

It is for that reason, if for no other, that I would ask the members of this Congress to express their individual opinion — as the Congress cannot express a collectivë opinion — as to the advisability of making contracts as plain and simple as possible, in order that they may easily be understood, so that not only the Companies but also the insured persons may get what our American friends call »a square deal«.

*(Applause).*

Herr BARRAND bittet zunächst ihn zu entschuldigen, dass er einige Bemerkungen, die er seinem Referate zufügen möchte, erst heute nachtragen kann. Er wurde dringend geschäftlich nach Londen berufen und hat die Rückreise nach Amsterdam nicht gescheut, um diese Bemerkungen über ein Thema nachzutragen, das ihm für den moralischen Kredit der Versicherungsgesellschaften in den Augen des Publikums von ganz besonderer Wichtigkeit zu sein scheint.

Die Versicherungsbedingungen in den meisten modernen Polizzen sind nach der Anschauung des Herrn BARRAND nicht als fair und gerecht gegen die Versicherten anzusehen. Die Versicherung ist ein Geschäft des täglichen Lebens und soll immer mehr ein solches werden. Wenn dies so ist — und alle jene, welche der Propaganda für das Versicherungswesen dienen, haben das grösste Interesse zu behaupten, dass dem so sei — darf man mit Fug und Recht verlangen, dass die Polizze als Urkunde des täglichen Lebens jedem, auch dem weniger gebildeten Manne, vollständig verständlich sein muss. Diese Gemeinverständlichkeit trifft aber für die Polizze leider nicht zu und jetzt vielleicht weniger als früher. Der Mann von der Strasse versteht die Polizze nicht, der Kaufmann auch nicht, häufig selbst der geschulte Jurist nicht und sogar die höheren Gerichte sind oft über den Inhalt einer Polizze verschiedener Meinung. Dieser bedauerliche Zustand muss die Entwicklung der Institution der Lebensversicherung, die ja auch im Interesse der Gesellschaften so sehr wünschenswert ist, schädigen, weil er dem Publikum das Vertrauen in die Versicherung benimmt und es ist daher nötig, dass die Gesellschaften für eine Vereinfachung der Polizzen Sorge tragen.

Auch der materielle Inhalt vieler Lebensversicherungspolizzen scheint Herrn BARRAND nicht klaglos einwandfrei. Die modernen englischen Polizzen verlangen von dem Versicherten, dass er alle Fragen des Antrags absolut richtig beantwortet und nach dem

Wortlaut der Bedingungen wird hiebei auf die Frage des Verschuldens kein Gewicht gelegt. Herr BARRAND will nur ein, allerdings krasses, Beispiel anführen. Nach den Lehren der modernen Medizin haben die meisten Menschen einmal in ihrem Leben eine stärkere oder schwächere Tuberkulose-Infektion gehabt. In den Leichnamen findet man meistens in gewissem Grade die Spuren einer solchen Infektion. Doch sterben natürlich nicht alle, sondern nur ein prozentuell kleiner Teil der Menschen an Tuberkulose: die unmittelbare Todesursache ist meistens eine andere. Gleichwohl könnte eine Versicherungsgesellschaft in England die Polizze ihres Versicherten anfechten, wenn er bei dem Abschluss der Versicherung an Tuberkulose gelitten, dies jedoch nicht gewusst und daher auch nicht deklariert hat. Die Gesellschaft könnte — theoretisch genommen — sogar dann anfechten, wenn der Versicherte in hohem Alter und durch eine andere Ursache gestorben sein sollte.

Herr BARRAND spielt hier auf zwei Fragen an, die im deutschen und österreichischen Rechte gelöst sind, die Frage des Verschuldens und die Frage des Kausalzusammenhangs zwischen unrichtiger Deklaration und Eintritt des Versicherungsfalles.

Der heutige Zustand kann nach Anschauung des Herrn BARRAND nicht länger bestehen bleiben. Er sagt, es giebt ein gutes, altes Sprichwort: Man soll aus der Not lieber eine Tugend machen. Die Gesellschaften sollen, so lange es noch Zeit ist, freiwillig ihre Bedingungen ändern; sonst werden sie durch das Gesetz oder durch die Ludikatur dazu gezwungen werden.

Die Gesellschaften dürfen sich nicht auf den Standpunkt stellen, der Mond geht weiter, wenn ihn auch der Hund anbellt. Der Mond geht allerdings weiter, denn er unterliegt nur dem Gesetze der Gravitation. Die Gesellschaften aber würden nicht weitergehen, weil sie auf das Vertrauen und die Sympathien des Publikums angewiesen sind. Das Prinzip, von niemand anderem etwas wissen zu wollen und namentlich sich um die Strömungen der breiten Menge nicht zu kümmern, hat sich auch in der Politik immer schlecht bewährt. Dieses Prinzip führt zu Revolutionen und es ist bekannt, dass bei einer Revolution immer mit dem Schadhafte auch viel Gesundes zugrundegeht. Was im Grossen für die Politik gilt, das gilt im Kleinen für die Versicherung. Die Gesellschaften sollen berechtigten Klagen aus eigenem Antriebe abhelfen, sonst werden die Gesetzgebung und die Jurisprudenz viel tiefer eingreifen als im Interesse der Entwicklung des Versicherungswesens gelegen erscheint.



Herr BARRAND ist der Meinung, dass alle Anfechtungsgründe, die über die zwingenden gesetzlichen Vorschriften inbezug auf die Giltigkeit von Verträgen im allgemeinen hinausgehen, aus den Polizzen gestrichen werden können, da die zwingenden gesetzlichen Vorschriften die Interessen der Versicherungsgesellschaften hinreichend schützen; er betrachtet kurz die Einwendungen, die gegen diesen Standpunkt vorgebracht werden.

Als den wichtigsten Einwand nennt er jenen, welcher auch vorgestern von einem englischen Redner vorgebracht wurde, nämlich den Einwand der sogenannten technischen Notwendigkeit. Die Gesellschaften — so heisst es — brauchen gewisse Anfechtungsklauseln, nicht um sie in normalen Fällen geltend zu machen, sondern um sich in Fällen, in denen sie einen Betrug vermuten, aber diesen nicht gerichtsordnungsmässig nachweisen können, auf einen einfachen, glatten Ablehnungsgrund zu stützen.

Ein solches Vorgehen nun hält Herr BARRAND für absolut unzulässig. Er verurteilt es nicht nur vom Standpunkt des Rechts aus, sondern hält es auch für ganz unpraktisch, weil ihm aus seinen Erfahrungen bekannt ist, dass nichts einen Gerichtshof — seien es nun gelehrte Richter oder Laien — so sehr gegen eine Partei einnimmt, als wenn sie ihren Standpunkt mit rein formalen Argumenten zu verteidigen sucht. Die Gesellschaften, welche rein juristische Ablehnungsgründe vorschieben, weil sie die wirklichen nicht beweisen können, werden in der Regel der Fälle den Prozess doch verlieren, aber selbst wenn sie ihn gewinnen sollten, verlieren sie noch mehr in den Augen der öffentlichen Meinung. Der heutige Standpunkt der Versicherungsgesellschaften erinnert — wie Herr BARRAND ausführt — an eine Sitte, die bei den kultivierten Völkern immer mehr und mehr ausser Gebrauch gekommen ist, nämlich die Sitte des Waffentrages. Früher sagte man auch: ich trage immer einen Revolver bei mir, aber ich werde ihn nur im Falle der Not gebrauchen. Man hat gleichwohl, u. zw. mit Recht, das Waffentragen unter Strafe gestellt, aber die Versicherungsgesellschaften stehen noch immer auf dem alten Standpunkt. Sie laufen mit einem ganzen Arsenal von Waffen herum und sagen: wir werden nicht schiessen; oder werden es nur dann tun, wenn wir dazu gezwungen sind. Dies ist eine Anomalie, und gerade weil Herr BARRAND hierin eine grosse Gefahr für die wirtschaftlichen Interessen der Versicherungsgesellschaften und für die Erfüllung ihrer kulturellen Mission erblickt, bittet er dringend jedes einzelne



Kongressmitglied sich einzuprägen, dass hier nicht rasch und energisch genug Wandel geschaffen werden kann.

M. BARRAND présente quelques considérations au sujet de la question de l'incontestabilité qui a été traitée dans la précédente séance. L'orateur se place au point de vue pratique des affaires. Les conditions actuelles des polices sont loin de répondre aux nécessités de la pratique. Dans l'intérêt des compagnies d'assurance il faut s'abstenir de traiter avec des polices complexes. Les polices doivent être compréhensibles pour l'ouvrier de la rue, tandis que à l'heure actuelle elles ne le sont pas toujours même pour les négociants et même pour les tribunaux. Il faut de plus que le signataire réponde exactement à toutes les questions, posées dans le bulletin de proposition, bien que de graves méprises peuvent s'y glisser à son insu, notamment en matière de tuberculose: des autopsies ont en effet démontré que la plupart des hommes subissent une attaque de ce mal, si bien que l'assuré qui déclare ne pas être tuberculeux s'expose à une déchéance. L'orateur déclare que les compagnies doivent spontanément modifier leur politique, et il rappelle que dans la grande politique le conservatisme a toujours abouti à des révolutions. C'est ce qu'il faut éviter en matière d'assurances; sinon, l'Etat pourrait s'aviser de se mêler de leurs affaires.

L'orateur sait bien qu'on lui objectera la nécessité juridique. On lui dira qu'il est plus commode en cas de contestation de se baser sur un texte de précis que d'être contraint de fournir une preuve qu'il est parfois malaisé de produire. On peut sans doute faire jouer les polices par leurs textes mêmes. Mais cette raison n'est nullement décisive. En droit ces textes ne garantissent pas toujours gain de cause, et ils peuvent faire tort aux assureurs dans l'opinion publique, résultat plus grave que la perte d'un procès. L'orateur invoque l'exemple bien connu en France du port d'armes prohibé. Les compagnies qui maintiennent de pareilles clauses se trouvent dans la même condition que les individus qui portent des armes dans des pays civilisés. A force de s'armer jusqu'aux dents les compagnies d'assurances détermineraient une révolution, soit par l'action de l'opinion publique, soit par l'intervention des gouvernements.

*Le Président :*

I thank Mr. BARRAND for the interesting addition to his paper and close the discussion on the third question.

Ich bitte Herrn Hofrat Prof. Dr. BLASCHKE jetzt das Presidium übernehmen zu wollen.

Herr Hofrat Prof. Dr. BLASCHKE übernimmt das Präsidium und sagt:

*Meine Herren,*

Ich teile mit, dass vom Staatsminister von Spanien, Herrn GARCIA PRIETO, ein Telegramm eingelaufen ist, in welchem er den Versammelten zu den Verhandlungen Glück wünscht.

M. le président donne lecture d'une dépêche du Ministre des affaires étrangères d'Espagne, M. GARCIA PRIETO, qui félicite le Congrès en exprimant les meilleurs souhaits pour sa réussite.

The chairman informed the meeting that a telegram had come in from the Minister of Spain, Mr. GARCIA PRIETO, wishing the Congress good success.

Le *Président*: Meine Herren! Ich eröffne die Verhandlungen zum vierten Thema: »Die Entwicklung der Sterblichkeit unter den Versicherten seit dem Jahre 1800«, und bitte Herrn Präsidenten Prof. Dr. MÜLLER, den Generalbericht erstatten zu wollen.

Herr Prof. Dr. MÜLLER (Zeist):

*Meine Herren!*

Von den Arbeiten, welche über das Thema der Entwicklung der Sterblichkeit unter den versicherten Personen eingelaufen sind, beziehen diejenigen der Herren Dr. GRUDER, VERMEEREN, Dr. GOLDZIEHER und Dr. SÓS und IASTREMSKY sich auf die neuen österreichisch-ungarischen Tafeln, abgeleitet aus Beobachtungen in den Jahren 1876—1900; die Trennung des Materials in den alten und neuen Bestand, d. h. in Verträge, welche vor und solche, welche nach dem 1. Januar 1876 abgeschlossen wurden, macht sie doch gerade für die vorliegenden Untersuchungen besonders geeignet. Die englischen Tafeln der 17, 20 und 60 offices, welche bis Ende 1863 und von 1863 bis 1893 abgeleitet sind, wurden von den Herren BURN und SHARMAN benützt. Herr Dr. NORDENMARK vergleicht die Erfahrungen von neun schwedischen Gesellschaften

bezüglich Versicherungen, bis Ende 1895 abgeschlossen, mit den Beobachtungen von 17 schwedischen Gesellschaften vom 1. Januar 1895 bis zum 31. December 1906.

Die übrigen Arbeiten stützen sich auf Erfahrungen einzelner Privatgesellschaften oder öffentlicher Anstalten. Prof. Dr. FLORSCHÜTZ betrachtet die Erfahrungen der Gothaer Lebensversicherungsbank nach den Veröffentlichungen KARUP's, Herr KATZ die Erfahrungen der Leipziger Lebensversicherungsgesellschaft nach den Veröffentlichungen HÖCKNER's. »Statsanstalten for Lifsforsikring« in Kopenhagen lieferte Herrn Dr. IVERSEN das Material; Herr MANLY entnahm es den Beobachtungen der seit 1762 bestehender Equitable Life Assurance Society in London. Die Erfahrungen der »Hollandsche Sociëit van Levensverzekeringen« des »Groot Noord-Hollandsch Begrafenisfonds« und der niederländischen Beamtenwitwenkasse bespricht Herr Dr. VAN DORSTEN, die der Svenska Lif Herr EKHOLM.

Das ganze Material umfasst also Erfahrungen aus Deutschland, Österreich-Ungarn, Dänemark, Grossbritannien, den Niederlanden und Schweden.

Die Entwicklung der Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung, wie sie sich aus den offiziellen Statistiken ergibt, wird von den meisten Referenten erwähnt; die Herren BURN und SHARMAN besprechen mehr ausführlich die Änderungen der allgemeinen Sterblichkeit in England und vergleichen die dritte und sechste English Life tables, resp. von 1841—1851 und von 1891—1901; ebenso vergleicht Herr Dr. NORDENMARK die schwedischen Tafeln von 1881—1890 und von 1901—1907.

Zur Darstellung der Entwicklung werden für die zu vergleichenden Perioden neben einander gestellt:

1. das Verhältnis der rechnungsmässigen und der wirklich beobachteten Sterbefälle für verschiedene Altersklassen;
2. die abgeleiteten Sterbewahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Alter oder Altersklassen, entweder ausgeglichen oder unausgeglichen;
3. die mittlere Lebensdauer für verschiedene Alter. Herr Dr. GRUDER zeigt in seinem Referate, dass die mittlere Lebensdauer eine biometrische Funktion ist und sich deshalb zum durchschnittlichen Vergleichsmasse eignet.

Die Anschaulichkeit der Ausführungen und Ergebnisse wird in verschiedenen Referaten durch Darstellung mittels Diagramme in angenehmer Weise unterstützt.

Dass die Untersuchungen über die Sterblichkeit versicherter

Personen unvergleichlich viel schwieriger anzustellen sind als solche ganzer Bevölkerungen, tritt besonders hinsichtlich der Todesfallversicherungen aus den Referaten deutlich hervor. Bei den gemischten Versicherungen spielt die Selbstauswahl eine sehr bedeutende Rolle und Herr VERMEEREN zieht in seinem Referate sogar die Schlussfolgerung, dass bei den gemischten Versicherungen eine doppelte Abstufung nicht genügt, sondern eine dreifache Abstufung (nach Eintrittsalter, erreichtem Alter und Endalter) notwendig ist. Sollen für die Todesfallversicherungen ein alter und ein neuer Bestand miteinander vergleichbar sein, so müssen die reinen Todesfallversicherungen und die gemischten Versicherungen in dem selben Verhältnis stehen; dies ist aber im allgemeinen nicht der Fall, da die gemischten Versicherungen im Verhältnis zu den reinen Todesfallversicherungen mit der Zeit immer zahlreicher abgeschlossen worden sind. Schon dadurch allein wird der neue Bestand eine Besserung in der Sterblichkeit aufweisen, welche bei Ausscheidung der gemischten Versicherungen verschwinden würde. Ferner ist in einem neuen Bestand, wo die mittlere Versicherungsdauer geringer ist, der Einfluss der ärztlichen Auslese mehr merkbar. Herr LASTREMSKY ist denn auch der Ansicht, dass bei den österreichischen Versicherungsgesellschaften, nach sorgfältiger Ausscheidung der jüngeren und der gemischten Versicherungen, bei den reinen Todesfallversicherungen von einer sekulären Änderung in der Sterblichkeit unter den Versicherten nicht gesprochen werden kann.

Als Hauptursachen für die Verbesserung in der Sterblichkeit unter den auf Todesfall Versicherten werden ausser der Selbstauslese die verbesserte ärztliche Auslese und die allgemeine Besserung der Sterblichkeit bei der ganzen Bevölkerung angegeben. Für Dänemark und Schweden finden die Herren IVERSEN und EKHOLM, dass ein Parallelismus zwischen der Entwicklung der Sterblichkeit unter den Versicherten und der allgemeinen Sterblichkeit besteht, während Herr NORDENMARK zeigt, dass die Verbesserung bei den Versicherten nicht so schnell fortschreitet als bei der Gesamtbevölkerung. Dass dieser Parallelismus im allgemeinen nicht erwartet werden kann, hängt mit dem Umstand zusammen, dass die Versicherten zum grössten Teil den wohlhabenden, d.h. den wenigst zahlreichen Klassen der Bevölkerung angehören und bei diesen die Sterblichkeit sich am wenigsten gebessert hat.

Bemerkenswert ist das Ergebnis der Herren BURN und SHARMAN,

dass in England für die jüngeren und mittleren Alter die Sterblichkeit sich zwar gebessert, für die höheren Alter jedoch verschlechtert hat; ersteres wird der Verminderung der Tuberkulose-Sterblichkeit, letzteres der Zunahme der Sterbefälle an Krebs zugeschrieben.

Bei der Gothaer-Versicherungsgesellschaft beschränkt die Verbesserung der Sterblichkeit sich hauptsächlich auf die Neuversicherten, und zwar infolge der verbesserten ärztlichen Auslese; im Ganzen ist die Verbesserung aber gering. Dasselbe zeigt sich bei der Leipziger. Die Sterblichkeitsuntersuchungen bei der Equitable, welche sich auf die Perioden 1762—1829 und 1863—1893 beziehen, zeigen — wie zu erwarten war, eine ausgesprochene Besserung der Sterblichkeit; über den Einfluss bei dieser Gesellschaft der gemischten Versicherungen während der letzten Periode werden keine Mitteilungen gemacht.

In den Niederlanden steht für die auf Todesfall Versicherten des »Groot Noord-Hollandsch Begrafenisfonds« und der Beamtenkasse sowie bei der Gesamtbevölkerung die Besserung der Sterblichkeit fest; auch unter den Leibrentnern der »Hollandsche Sociëit« ist sie bedeutend.

Im grossen und ganzen kann man aus den Referaten schliessen, dass die Sterblichkeit unter den versicherten Personen sich im verfloßenen Jahrhundert verbessert hat, aber nicht so stark, wie ein Vergleich von alten und neuen Beobachtungen augenscheinlich zeigt. Nach einer sorgfältigen Sichtung des Materials findet man, das für einen beträchtlichen Teil die Besserung selbst fraglich ist. Wegen der Wichtigkeit der Frage ist es sehr erwünscht, dass die Untersuchungen weiter fortgesetzt werden und dass dabei auf alle Momente, welche auf das Ergebnis Einfluss haben können, Rücksicht genommen wird. So wird man einmal zu einem zuverlässigen Schluss kommen, und nicht nur ganz im allgemeinen qualitativ, sondern auch quantitativ für die verschiedenen Altersklassen die Resultate darzustellen in der Lage sein.

M. le Prof. MAURICE BELLOM: Le rapporteur général M. MULLER passe en revue les différents rapports. Comme ils sont très nombreux je devrai, selon les instructions du bureau, me borner à une traduction fort sommaire des considérations qu'il présente. MM. GRUDER, VERMEEREN, GOLDZIER, SOS et JASTREMSKY étudient la question de la mortalité pour l'Autriche-Hongrie; M.M. BURN et SHARMAN traitent des tables anglaises jusqu'à 1863, et de 1863—1893;



M. NORDERMARK formule des observations sur la mortalité en Suède jusqu'à fin 1906. Les autres rapports ont été dressés d'après des résultats privés ou publics. M. FLORSCHÜTZ s'est servi des constatations de la société de Gotha d'après les données publiées par M. KARUP; M. KATZ a mis en œuvre les expériences de la grande société de Leipsic; M. IVERSEN a fait usage des résultats de l'établissement public à Copenhague; M. MANLY des données de l'Equitable Life Assurance Society à Londres depuis 1762; M. VAN DORSTEN traite de quelques sociétés néerlandaises; M. EKHOLM enfin a présenté les résultats suédois. En résumé le Congrès a reçu des rapports sur l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, la grande Bretagne, la Hollande et la Suède.

MM. BURN et SHARMAN ont étudié l'évolution de la mortalité anglaise et ont comparé la troisième table anglaise avec la sixième, celle de 1841—1851 et celle de 1891—1901. M. GRUDER démontre que la durée moyenne de la vie est une fonction biométrique. Plusieurs travaux sont illustrés par des diagrammes. Les recherches qui se basent sur la mortalité générale sont beaucoup moins difficiles que celles qui se basent sur la mortalité des personnes assurées. Avec le temps les recherches deviennent de plus en plus malaisées par suite des changements survenus dans les combinaisons d'assurances. Le développement de l'assurance mixte, qui se propage plus que l'assurance décès grâce à une intense propagande fait constater une amélioration de la mortalité. M. VERMEEREN en conclut qu'en traitant l'assurance mixte il est nécessaire de se servir de tableaux à trois entrées, l'âge d'entrée, l'âge atteint et l'âge final. M. MULLER dit que l'amélioration de la mortalité humaine s'explique surtout par la plus grande perfection de l'examen médical et l'amélioration de l'hygiène. Parmi les rapporteurs les uns ont relevé le parallélisme entre la mortalité des assurés, d'autres ont constaté des résultats inverses, et signalé de nombreuses divergences entre la mortalité des assurés et celle du reste de la population. En Angleterre on compte que pour les assurés jeunes et d'âge moyen la mortalité s'est améliorée, résultat attribué à la lutte contre la tuberculose, mais que pour les assurés âgés elle est plus défavorable par suite de la plus grande fréquence du cas de cancer. Dans les Pays-Bas une grande amélioration a été constatée au sein de la population assurée.

En résumant ses considérations l'orateur conclut que sans doute la mortalité s'est améliorée avec le temps, mais que cette améliora-



tion n'est pas aussi considérable que l'on pourrait le croire. Le problème est très complexe mais d'un intérêt majeur et il commande que pour les divers âges on puisse donner des résultats non pas simplement qualitatifs mais en outre quantitatifs.

Dr. MULLER, Zeist, gave a general review of the contents of all the Papers received on the subject. The general conclusion of the authors is that the mortality among assured persons has improved during the past century, but not so much as a comparison of the old and the new experiences would appear to show. After careful investigation of the data, one discovers that for a considerable proportion the improvement is doubtful. The importance of the question makes it desirable to continue the investigations and that thereby all the factors influencing the rate of mortality can be considered.

Mr. A. A. WELCH (Hartford, Conn.)

*Mr. President! Gentlemen!*

I regret being forced to speak on this subject on account of the absence of Mr. HUNTER, for he has been more intimately connected with the investigation, the results of which I shall try to give briefly, as far as we have reached them.

The Actuarial Society of America is undertaking an investigation into the mortality among insured lives in America, and as a member of the committee appointed to conduct such investigation I can report that we have found a reduction in the rate of mortality.

We have taken the records of half a million of policies which were issued by practically all the companies in America between the years 1885 and 1908, and from these have attempted to form a table of mortality. When, however, we had worked out the mortality by years of issue and years of duration, we found this remarkable result: apparently the effect of medical selection did not reach beyond the first year of insurance.

A careful inspection of these data and also of the experience of one or two insurance companies who were independently investigating their own mortality rate, showed that two forces had been at work in reduction of the mortality among insured lives. First, the better social conditions and modes of living; and secondly, a

more careful selection on the part of medical examiners. It was the resultant of these two forces which gave us the curious curve of mortality above referred to.

Having ascertained this, it was clear that we could not take all the policies issued between 1885 and 1908 into one mortality table if we were to obtain results of any value, and we therefore separated them into three groups. First, those that were issued between the years 1885 and 1892 inclusive; second, those between 1893 and 1900 inclusive; third, those between 1901 and 1908 inclusive. Tabulating the mortality by years of entry and by years of duration in each of these three groups we found that the mortality in the second was better than that in the first, and the mortality in the third better than that in the second, the difference in each case ranging from 4 to 12 %.

This separation into the three groups showed us also that the effect of selection was apparent beyond the first year and that in all probability the reduction which was found during the earlier years of insurance was due not alone to the reduction in mortality among the general population, but also to the more careful selection of risks made by the companies.

The committee took the trouble to form these three mortality tables simply for the purpose of having a standard by which it could measure the relative mortality that might later be found among the sub-standard risks which it purposes to investigate. It was also found that, even had it been advisable at this time to form a new general mortality table, it would be impossible to secure any satisfactory results on account of the change in the mortality which has been going on and is now apparently going on among insured lives. It seems as if the rate of mortality were influx (if I may use the expression), and that at the present time the results of an investigation into the mortality among insured lives could be used only to show that a decrease in mortality had taken place among the insured lives in the United States, and that they would not give a satisfactory basis for a new mortality table.

It must be remembered that a lower mortality rate does not mean necessarily lower reserves. In the United States, among the newer companies at least, it was hoped that a drop in the mortality might be found which would warrant lower premium rates and lower reserves for the companies. To prove or disprove this the committee formulated reserves on the basis of the new tables,

with the result that as a rule such reserves were higher under the new table than they were under the old one now generally in use.

Another point we noticed was that the drop in mortality occurred among the younger ages at issue and not among the older ones. Up to about age 50 the drop was phenomenal. From that age upward the mortality was about the same as might be expected under our present tables, so that from the experience we could not say that the mortality at the older ages had been round heavier than that indicated in our present tables.

This, in brief, is what we have thus far found in our Medico-Actuarial Mortality Investigation — that the mortality has fallen, that it has been falling for the past twenty years, that it is probably still falling, and that this has been due to two forces, namely; the drop in mortality among the general population due to better living conditions, and also to a more careful medical selection of insured lives; and that the decrease in this mortality has been confined to ages under 53.

Mr. President, it had been our hope to have presented to-day to the President of this Congress the first printed report of this Medico-Actuarial Mortality Investigation. Such report has been sent, but unfortunately has been delayed somewhere in the mail. We hope, however, that it may reach us before this Congress closes.

*(Applause).*

Herr WELCH spricht an Stelle des abwesenden Herrn HUNTER über die Ergebnisse der neuesten von der Actuarial Society of America vorgenommenen Sterblichkeitsmessung. Es wurde ein Material von 500,000 Polizzen beobachtet, das aus dem Bestande einer Reihe von Versicherungsgesellschaften stammt und die Zugangsjahre von 1885—1908 umfasst. Die Zerlegung des gesamten Materials nach Zugangs- und Bestandsjahren führt scheinbar zu dem Ergebnisse, dass sich die Wirkungen der ärztlichen Auslese nicht über das erste Versicherungsjahr hinaus geltend machen. Diese Erscheinung erklärt sich damit, dass die immer mehr und mehr verfeinerte ärztliche Auslese einerseits und die Besserung der Lebensverhältnisse im allgemeinen anderseits den gleichen Effekt der Verlängerung der durchschnittlichen Lebensdauer bewirken.

Man hat weiters das aufgearbeitete Material in drei Gruppen zerlegt, deren erste die Zugangsjahre 1885—1892, deren zweite

die Jahre 1893—1900 und deren dritte die Jahre 1901—1908 umfasste. Ein Vergleich der drei Gruppen untereinander hat eine fortschreitende Verminderung der Sterblichkeit, u.zw. im Ausmasse von 4—12% ergeben. Herr WELCH bemerkt, dass diese Daten allein wohl nicht ausreichen, um darauf neue, praktisch verwertbare Sterblichkeitstabellen zu basieren, dass sie aber immerhin sehr wichtige Hinweise über die Sterblichkeitsbewegung enthalten. Sowohl für die normalen wie für die minderwertigen Leben lässt sich von den jüngeren Beitrittsaltern an bis durchschnittlich zum 53. Lebensjahre entschieden eine Verminderung der Sterblichkeit konstatieren, während darüber hinaus eine merkliche Tendenz weder nach der einen noch nach der anderen Richtung vorzuliegen scheint. Die Ursache der Verminderung erblickt Herr WELCH erstens in der allgemeinen Verlängerung der Lebensdauer durch die Verbesserung der sozialen und hygienischen Verhältnisse und zweitens in den verfeinerten Methoden der ärztlichen Selektion.

M. WELCH donne des renseignements tirés des expériences américaines sur 500.000 individus pendant les années de 1885—1908. Les matériaux ont été classés par trois groupes, sur les années 1885—1892, 1893—1900 et 1901—1908. Les recherches ont donné pour résultat une diminution constante de la mortalité, de 4 à 12 %. Ces constatations ainsi faites ne paraissent pas suffisantes pour autoriser une modification des tables ou des primes. Mais cette évolution dans la mortalité est très consolante. C'est surtout aux âges inférieurs à 50 ans qu'apparaît une diminution de la mortalité qui doit être attribuée à l'amélioration des conditions de l'hygiène et au perfectionnement de la sélection médicale.

Herr Regierungsrat Dr. KARL SAMWER (Gotha):

*Hochgeehrte Damen und Herren!*

Gestatten sie mir, dass ich mit wenigen Worten auf die Verhandlungen vom Dienstag zurückkomme.

Ich bin von verschiedenen Teilnehmern des Kongresses gefragt wurde, ob wir Deutsche mit der Behauptung des Herrn Prof. MANES einverstanden sind, dass das Thema der staatlichen Pensionsversicherung ein nicht-aktuarielles sei.

Ich habe für meine Person gesagt, dass ich dieses Thema für ein aktuarielles halte, und ich bin auch überzeugt, dass Herr Prof. MANES nur hat sagen wollen, dass es nicht ein rein aktuarielles

Thema gewesen sei. Denn mit grösserem Recht hätte er sonst darauf hinweisen können, dass die Unanfechtbarkeit der Polizen, wo ja der Jurist unentbehrlich ist, und die Entwicklung der Sterblichkeit unter den Versicherten, wo wir des Beirates des Mediziners bedürfen, nicht aktuarieller Natur seien. Es ist auch selbstverständlich, dass das Thema der Pensionsversicherung, wenn es nicht aktuarieller Natur gewesen wäre, von dem Komitee nicht auf die Tagesordnung unseres Kongresses hätte gestellt werden können.

Es scheint mir ein grosser Irrtum zu sein, anzunehmen, dass der Aktuar nur mathematische Probleme zu studieren hat. Der hochangesehene ehemalige Vorsitzende des Londoner »Institute of Actuaries«, Mr. JUNG, hat in einem Artikel, auf den Herr BARRAND schon hingewiesen hat, mit Nachdruck die vielseitige Ausbildung des Aktuars gefordert, und aus der Zeitschrift des Instituts sehen wir, dass unsere englischen Kollegen auch andern als mathematischen Problemen ihre Aufmerksamkeit schenken, wenn auch die mathematischen Probleme, zu deren Lösung sie soviel beigetragen haben, bei ihnen im Vordergrund stehen.

Ich kann nicht zugeben, dass es richtig ist, in diesem Zusammenhang einen Gegensatz zwischen der Versicherungswissenschaft Deutschlands und der der anderen Länder zu machen. Richtig ist vielmehr, dass zu Zeiten ein Land mehr dieser, ein anderes Land mehr einer anderen Seite der Versicherungswissenschaft besondere Beachtung schenkt.

Freuen wir uns, wenn England und Schottland oder andere Nationen in der Behandlung gerade versicherungs-mathematischer Probleme neue, Erfolg versprechende Methoden finden! Aber hüten wir uns, bei ihnen deswegen einen Mangel an Interesse für Fragen der Versicherungswirtschaft, des Versicherungsrechts oder der Versicherungsmedizin anzunehmen!

Was die einzelnen Völker kraft besonderer Anlage leisten, wird schliesslich allen zu Gute kommen und ein Bestandteil der Versicherungswissenschaft nicht eines einzelnen Volkes, sondern aller Nationen werden,

Nun gestatten Sie mir, auf das heutige Thema einzugehen und dabei insbesondere auf die Berichte des Herrn Prof. FLORSCHÜTZ und des Herrn KATZ zu sprechen zu kommen.

Gotha und Leipzig stimmen in der Sterblichkeit des ersten Versicherungsjahres darin überein, dass sich die Sterblichkeit von Geschäftsperiode zu Geschäftsperiode erheblich gebessert hat.



Gotha behauptet aber weiter, dass sich die Sterblichkeit innerhalb des Zugangs eines bestimmten Zeitabschnittes mit fortschreitender Beobachtungsdauer nur wenig geändert, innerhalb der Zugänge von 1852—66 und 1867—80 sogar mit der wachsenden Beobachtungsdauer etwas vermehrt hat (vgl. Tabelle IV des Berichtes von FLORSCHÜTZ). Dem gegenüber kommt Leipzig zu dem Ergebnis, dass für alle Perioden ein Rückgang der Sterblichkeit zu spüren sei.

Diese Verschiedenheit der Ansichten beruht auf der Verschiedenheit der von den beiden Gesellschaften angewandten Untersuchungsmethoden. Prof. KARUP hat sich darüber folgendermassen geäussert:

»Es dürfte kaum möglich sein, die Sterblichkeitsverhältnisse versicherter Leben an sich und im Gegensatz zu denjenigen der allgemeinen Bevölkerung genauer zu erforschen, wenn man sich — wie die Herren HÖCKNER und KATZ es tun — darauf beschränkt, unter der Versicherungsdauer und dem Alter *nur* Zugangsperioden oder *nur* Geschäftsperioden zu unterscheiden. Denn die einzelnen Zugangsperioden umfassen dann Beobachtungen, die zeitlich weit auseinander liegen; die einzelnen Geschäftsperioden aber enthalten Versicherte, die aus den verschiedenen Zugangsperioden herrühren. In beiden Fällen hat man es also mit einer Durchschnittsterblichkeit zu tun, aus der sich sichere Schlüsse nicht ziehen lassen.

»In KARUP's Reform der Gothaer Rechnungsgrundlagen ist ein anderes Verfahren angewendet worden: die Beobachtungen sind hier gleichzeitig nach Zugangs- und Geschäftsperioden zerlegt. Auf diese Weise wird es möglich, den Zugang eines enger begrenzten Zeitraums hinsichtlich seiner Sterblichkeit isoliert von Geschäftsperiode zu Geschäftsperiode zu verfolgen und damit tatsächlich zu erkennen, ob und inwieweit die ärztliche Auslese sich dauernd hat geltend machen können oder durch Einfluss anderer Art paralysiert worden ist, und ferner: inwieweit die sonst beobachteten zeitlichen Änderungen in der Sterblichkeit auch bei versicherten Leben hervorgetreten sind.

»Dass bei einer derartigen Zerlegung selbst eines grösseren Materials nicht einzelne Versicherungsjahre, sondern nur grössere Gruppen von solchen, etwa die Perioden 1—5 und 6 und darüber, in Betracht gezogen werden können, versteht sich von selbst. Aber das ist kein Übelstand, da die Variationen mit der Versicherungsdauer unter sonst gleichen Verhältnissen vorzugsweise auf die ersten 5 Jahre beschränkt sind, wenn sie auch in geringem Masse sich noch länger bemerkbar machen.



»Herr KATZ hat in seiner Arbeit von den durch doppelte Zerlegung gewonnenen Zahlen der Gothaer keinen Gebrauch gemacht. Es kann daher nicht Wunder nehmen, dass seine Schlussfolgerungen und die von KARUP—FLORSCHUTZ teilweise auseinandergehen«.

Weil der Rückgang der Sterblichkeit sich im Wesentlichen auf die ersten Versicherungsjahre beschränkt, meinen wir, dass hauptsächlich die Auslese den Rückgang der Sterblichkeit bei den Versicherungsgesellschaften herbeigeführt hat und dass andere Ursachen, wie der allgemeine Rückgang der Bevölkerungssterblichkeit und die Verbesserung des Risikengemischs daran nur geringen Anteil haben.

Gotha hat nun an der Hand seiner Todesursachenstatistik versucht, den Beweis hierfür zu liefern, hat aber eine allgemein gültige Lösung des Problems nicht geben können, weil gerade in der Zeit, welcher der Hauptteil des der Untersuchung zu Grunde liegenden Materials angehört, die grossen Umwälzungen der Medizin fallen und damit die Diagnosen der Krankheiten und ihre Gruppierungen sich häufig ändern, und weil die nun immer mehr verfeinerten Untersuchungsmethoden ganz andere Gesichtspunkte schaffen, die sich dem älteren Material nicht aufzwängen lassen.

Nur wenige Krankheiten oder Krankheitsgruppen lassen sich ohne allzu störende Fehlerquellen durch den Lauf vieler Jahrzehnte verfolgen, unter ihnen aber gerade diejenigen, welche die Lebensversicherungs- und die allgemeine Bevölkerungsstatistik besonders interessieren und zur Lösung unserer Frage einen Beitrag zu liefern vermögen, die Tuberkulose und die Infektionskrankheiten überhaupt.

Nach den Untersuchungen der Gothaer Bank betrug für die ersten 5 Versicherungsjahre die Sterblichkeit:

	an Tuberkulose	an Infektionskrankheiten mit Ausschluss der Tuberkulose und des Typhus
im Zugang von 1829—51 (beobachtet 1829—52)	156,0 ‰	139,3 ‰
im Zugang von 1852—66 (beobachtet 1852—1867)	109,3 ‰	161,1 ‰
im Zugang von 1867—80 (beobachtet 1867—81)	107,0 ‰	92,4 ‰
im Zugang von 1881—95 (beobachtet 1881—96)	86,0 ‰	88,0 ‰
im Zugang von 1904—08 (beobachtet 1904—09)	28,0 ‰	69,0 ‰

Demnach hat sich in den ersten 5 Versicherungsjahren die Sterblichkeit des letzterwähnten Zugangs gegenüber dem des erstgenannten Zugangs hinsichtlich der Tuberkulose um 82 % und hinsichtlich der anderen erwähnten Infektionskrankheiten um 50 % vermindert, — ein Rückgang, der bei dem naheverwandten Charakter beider Gruppen nur durch die Wirkung verbesserter ärztlicher Auslese erklärt werden kann.

M. SAMWER se réfère aux considérations développées par M. MANES. Il rappelle que M. MANES a soutenu que l'étude des pensions civiles ne saurait être considérée comme un sujet actuariel. C'est ce que l'orateur n'admet pas ; sinon on pourrait en dire autant de l'incontestabilité de la police d'assurance, et de l'étude de la mortalité : car la première question fait intervenir le juriste et la seconde, le médecin. D'ailleurs, si la question des pensions civiles n'était pas un sujet actuariel, elle n'aurait pas été admise par le comité d'organisation au nombre des questions à traiter devant le Congrès. M. SAMWER estime que l'inscription, à l'ordre du jour du Congrès, d'une question qui n'est pas exclusivement actuarielle, prouve que le Congrès ne s'occupe pas seulement de problèmes mathématiques et que l'actuaire doit ouvrir ses fenêtres sur toute la réalité. D'ailleurs, en Allemagne les études actuarielles affectent le même caractère que dans les autres pays. L'orateur se réjouit qu'en Angleterre et en Ecosse les actuaires s'occupent actuellement de l'aspect mathématique de la science actuarielle, mais il n'en conclut pas qu'on y méprise les questions économiques et médicales : il suffit pour s'en convaincre d'ouvrir le journal des actuaires anglais. Bien plus s'il apparaît chez les divers peuples une tendance à la spécialisation des études, il faut y voir grâce à la collaboration internationale une source de progrès pour la science actuarielle.

*(Applaudissements).*

Après ces considérations générales, l'orateur reprend le sujet en discussion. Il étudie d'abord le rapport de M. FLORSCHÜTZ et montre les résultats obtenus par les compagnies de Leipsic et de Gotha au point de vue de l'allure de la mortalité. A la différence de ceux de Leipsic, ceux de Gotha n'accusent point une diminution constante. Cette différence résulte des méthodes employées. Si à la page 5 du rapport de M. FLORSCHÜTZ on considère les périodes d'observation, on peut constater que pour les années 1839—1851, la variation est de 100,1 pour la première période,

de 107,9 pour la seconde, de 104,5 pour la troisième, de 104,4 pour la quatrième; pour les années 1852—1866 ces chiffres sont de 101,6, 102,3, 103,2; pour les années 1867—1880 de 95 et de 99,3; pour les années 1851—1895: 88,9. A la fin de cette période M. KARUP a demandé en quoi l'influence de la méthode peut vicier les résultats obtenus. Si M. KATZ n'a pas obtenu des résultats concordant avec ceux d'autres observations basées en apparence sur les mêmes catégories, c'est qu'il n'a pas fait usage de toutes les données de la compagnie de Gotha. Celle-ci a voulu justifier les considérations qu'elle développe, mais elle n'a pas fourni une solution du problème; en effet, précisément durant la période sur laquelle la plupart des expériences se basent, le diagnostic des médecins s'est amélioré pour les maladies qui intéressent au plus haut déjà l'assureur, à savoir la tuberculose et les maladies infectueuses. D'après l'orateur la fréquence de ces deux maladies a décru et, si les constatations effectuées accusent un défaut de concordance, ce résultat doit être attribué, non à l'imperfection de la méthode de ceux qui font usage des renseignements recueillis, mais à cette circonstance que la sélection médicale est devenue de plus en plus parfaite.

Dr. KARL SAMWER, Gotha, asked for permission to refer to Tuesday's discussion. He had been asked whether the Germans agreed with Dr. MANES that the subject of State Pension Assurance was not an actuarial one. For himself he declared that the subject was an actuarial one and he was convinced that Dr. MANES wished only to say that the subject was not purely actuarial. It seemed to him a great mistake to regard the actuary as concerned solely with mathematical Problems. The former President of the Institute of Actuaries, Dr. YOUNG, commented some years ago on the extensive sphere of the actuary's work and the Journals of the Institute show that the English Actuaries are deeply interested in problems, other than mathematical.

Dr. SAMWER then proceeded to discuss the subject in hand and especially the reports of messrs. FLORSCHÜTZ and KATZ.

Gotha and Leipzig agree that the mortality of the first year of assurance has improved from one business period to the other. But Gotha further affirms that the mortality for assurances of longer durations has only altered slightly and has in fact somewhat increased in the period 1867—1880 as compared with the period

1852—1866. On the other hand Leipzig arrives at the conclusion that a retrogression in the rates of mortality is to be perceived for all periods. The differences between these two conclusions rests upon the different methods adopted by the two companies in the investigations.

The improvement in the mortality is mainly confined to the early years of assurance and is to be ascribed principally to the selection. Other causes, such as the general improvement in the rates of mortality among the general population, have only a slight effect. Gotha has attempted to demonstrate this by an analysis of the causes of death, but has found it impossible, as a large portion of the data falls just at the time of the great increase in medical knowledge with its improved diagnosis of diseases and consequent alteration of the grouping of diseases. Only a few illnesses or disease groups allow themselves to be followed from decade to decade without these sources of error, and amongst these must be included Tuberculosis and Infectious Diseases. According to the Gotha experience for the first 5 years of assurance the rate of mortality in 1904—1909 from Tuberculosis was 82 % less than that in 1829 to 1851 and for Infectious Diseases an improvement of 50 % was shown, improvements which can only be ascribed to better medical selection.

Mad<sup>me</sup> LIEFRINCK—TEUPKEN (Arnhem):

*Meine Damen und Herren!*

Das Thema, das heute zur Diskussion steht »Die Sterblichkeit seit 1800«, gibt mir die Gelegenheit für ein sehr merkwürdiges Phänomen, den Einfluss einer guten Wohnung auf die Mortalität der Menschen, Ihre Aufmerksamkeit zu fragen.

Ich führe Sie dazu im Gedanken nach der Stadt meiner Einwohnung, nach Arnheim, der Hauptstadt der Provinz Gelderland.

Arnheim ist einer der schönsten und gesündesten Orte des ganzen Landes. Die Gegend wird von Fremden und Niederländern sehr gerühmt. Der Bewohner der Grossstadt sucht und findet hier eine liebliche Natur, frische Luft, schöne Hügel, fliessendes Wasser, hübsche Landshäuser, alte Schlösser, mit einem Worte: alles das, was Geist und Körper erquicken kann. Glücklicher der Mensch, der in solcher Umgebung atmen und leben darf.

Kranke aus allen Teilen des Landes suchen in diesem Paradies

des Lebens Genesung. Häufig ist es umsonst: der Tod ist unerbittlich; sie sind nach Arnheim gezogen, dort ihr Grab zu finden. Die Sterblichkeit wird daher höher als sie in normalen Fällen sein würde. Im Jahre 1911 war sie 12,9 ‰; sie könnte noch geringer sein.

In dieser schönen Stadt findet man Altes, Neues und Aller-neuestes hinsichtlich der Sterblichkeit nebeneinander, und es ist für diese Tatsache, dass ich Ihre Aufmerksamkeit fragen möchte.

In der Langstrasse, einer engen, dumpfen Gasse wohnen die Leute in alten, baufälligen Häusern zusammen. Eine verdorbene Luft hängt in der schmalen Gassen; die kleinen Kinder werden schlecht versorgt und leiden im Sommer von der grossen Hitze. Die Sterblichkeit ist hier ausserordentlich hoch: 25,5 ‰ gegen 12,9 ‰ in ganz Arnheim, also das Doppelte.

Was hat nun die Philanthropie, die soziale Arbeit, zur Besserung dieses Misstandes getan? Viel, sehr viel. Zwei Vereine, »Openbaar Belang« und »Volkshuisvesting«, haben etwas geleistet, das wirklich überraschende Ergebnisse aufgewiesen hat. Sie haben im Westen der Stadt ein Arbeiterviertel namens »Lombok«, im Osten das »Klarendal« und in allerletzter Zeit auch das »Rote Dorf« errichtet.

Die Strassen sind breit, frisch spielt der Wind durch die Bäume. Jeder Arbeiter hat ein eigenes Häuschen mit 4 oder 6 Gemächern und einem kleinen Garten. Die Kinder spielen in reiner Luft im Walde oder in dem allgemeinen Stadtgarten, sie sind froh und gesund.

Das »Rote Dorf« ist etwas so merkwürdiges, dass unsere liebe Königin selbst zu uns gekommen ist die kleinen, niedlichen in Villaform gebauten Häuser zu sehen. Vereine aus anderen Städten kommen zu gleichem Zwecke hierhin und versuchen nach dem Vorbilde dieser Bauart in ihren Gemeinde etwas derartiges zu Stande zu bringen. Die Mortalität in diesen Arbeitervierteln ist viel geringer als in der ganzen Gemeinde. In »Lombok« war sie im Jahre 1911 nur 9,2 ‰, in »Klarendal« 10,8 ‰. Das Jahr 1911 ist im übrigen kein Ausnahmejahr; ich habe eine ganze Liste der Sterblichkeitsentwicklung vor mir die am deutlichsten zeigt, wie ausserordentlich gross der Einfluss einer guten Wohnung auf die Lebensdauer der Menschen und auf die Lebensfähigkeit der Säuglinge ist. Im Jahre 1911 starben in Arnheim durchschnittlich 13,3 ‰ der Säuglinge. In »Lombok« war die Zahl nur 7,1 ‰ und in der Langstrasse war sie 23,3 ‰.

Man redet in der letzten Zeit viel, vielleicht viel zu viel, von



den Kapitalanlagen. Die Gesellschaften sind bisweilen in Verlegenheit, wo und wie sie ihre Reserven anlegen sollen. Wenn sie einen sehr kleinen Teil, etwa 50.000 oder 100.000 Gulden, in Arbeiterwohnungen anlegten, wie enorm würde das zur Besserung der Sterblichkeit unter den kleinen Leuten beitragen! Das Geld wäre wirklich nicht weggeworfen, denn wenn die Häuser gut konstruiert sind, erhalten sie sich — wie ein Sachverständiger mir mittheilte — wohl 100 Jahre.

Erlauben Sie mir, mein eigener Übersetzer zu sein.

The speaker, continuing in English, said:

*Ladies and Gentlemen,*

It is on behalf of the population of Arnhem, one of the capitals of the eastern provinces of our country, I have to tell some remarkable things.

The city of Arnhem has a certain renown for its beautiful, healthy landscape, its forests, its river, its old castles, its hills and its meadows. You all like Dutch cherries!

In this lovely city — or town, as you may call it, for it has 64.000 inhabitants, — there are yet some dirty narrow, old streets, as there are in darkest London. People there are living in gloomy ruined cottages; fresh air and sunshine are unknown things to those who can not leave their dwellings when night has passed. Is it a wonder that mortality is high in those spots where vice and drunkenness are reigning? The results of the researches of many years have taught that the rate of mortality there is twice as large as it is in the city as a whole. In order to improve the condition of the labourers two associations of men who gave all their time in favour of the lower classes of society have created a new workmen quarter, one in the west and one in the east of the city.

Cottages, built for one family, each with a little garden behind, houses fresh and new are let for only 4 or 5 shillings a week. The streets are broad, the cottages of one story, hills and forests are to be found in the neighbourhood; there is plenty of air and fresh water... the workman may be happy to live there and now here else.

And the results of so much work are brilliant. The rate of mortality has decreased in a way that may be called surprising.



Only 9 or 10‰ died instead of 25.5‰ in the darkest streets of Arnhem. For our assurance companies it is really a welcome result. A favourable rate of mortality is equal to a large benefit. But it may not remain the duty of philanthropy only to take care of the lower classes, to give them a healthy dwelling, a worthy spot to lay down their tired limbs when the eveningsun is low.

Assurance companies with their large funds to be invested are finding here the opportunity to improve common welfare and to make money at the same time.

L'oratrice, continuant en français, dit :

*Mesdames, Messieurs !*

C'est la population d'un des chef-lieux de nos provinces orientales, Arnhem, une des plus belles villes de la Gueldre, qui demande votre attention; Arnhem avec ses environs charmants, ses vieux châteaux, ses collines et ses riantes prairies, est une ville qui pourrait être considérée comme exemple pour prouver la vérité de cette thèse-ci : La santé de l'homme dépend presque tout à fait de sa manière de vivre, de la demeure qu'il habite, de la qualité de l'air qu'il respire. Un plus grand contraste que celui que la ville d'Arnhem nous offre est presque inexistant. Au centre de la ville des ruelles étroites et sombres, des maisons qui ressemblent à des ruines, des habitants ivrognes, méchants et pauvres. La moralité y est le double de celle de la ville entière. — Et dans l'est et l'ouest des quartiers d'ouvriers, sains et nets. Les maisons n'ont chacune qu'un étage, derrière les maisons se trouvent de petits jardins. Les enfants y jouissent de l'air frais et d'une santé parfaite. La mortalité est ici de 9 à 10 ‰, tandis qu'elle est de 25 ‰ dans les ruelles du centre. En été la chaleur y est de 2 degrés plus moins que dans les vieilles rues. D'où cette grande différence? Grâce aux soins de deux associations d'hommes qui donnent tout leur temps au bien public, les beaux résultats sont devenus un fait accompli. Les loyers sont de 4 à 5 frs. par semaine et les ouvriers les paient correctement. Les capitaux des associations rendent un intérêt de 3 ‰, et ils ont été la cause d'une diminution du taux de mortalité si importante, que surtout les compagnies d'assurances populaires en cueilliront les fruits. Ce qui a été obtenu dans le chef-lieu de Gueldre pourra être obtenu ailleurs. Il y a encore tant à faire et tant à corriger que le temps

sera bientôt venu que les compagnies d'assurances n'hésiteront plus à placer une toute petite partie de leurs fonds dans les entreprises, qui sont si avantageuses pour le bien public et pour la diminution du taux de mortalité.

(*Vifs applaudissements.*)

M. LÉON MARIE prend la présidence.

Le *Président*: Avant de donner la parole à l'orateur suivant, je prie Messieurs les orateurs d'être aussi courts que possible. En ce moment encore, treize orateurs restent inscrits, et il sera impossible de terminer ce matin, si certains orateurs parlent trop longuement. Evidemment tout membre du Congrès doit pouvoir dire ce qu'il juge nécessaire, mais je vous prie instamment de le dire aussi brièvement que vous le pourrez.

Der Herr President macht die Versammlung darauf aufmerksam, dass noch eine grosse Zahl von Rednern eingeschrieben ist. Er bittet daher die Redner, obwohl er sie nicht verhindern will alles das zu sagen was sie zu sagen haben, sich doch möglichst kurz zu fassen.

A very large number of speakers have put down their name to speak on this subject. The chairman wishes to ask those speakers who are to follow to make their remarks as short as they possibly can.

Herr Dr. A. ABEL (Berlin):

*Meine sehr geehrten Herren!*

Gestatten Sie, dass ich Ihre Aufmerksamkeit auf eine Sache lenke, die soeben schon von Herrn Geheimrat Dr. SAMWER besprochen worden ist, zu deren Klarstellung ich aber noch einiges hinzufügen möchte.

Die Frage der Gestaltung der Sterblichkeit in Deutschland seit 1800 ist von den Herren Prof. Dr. FLORSCHÜTZ (Gotha) und WILHELM KATZ (Leipzig) in abweichendem Sinn beantwortet worden. Prof. FLORSCHÜTZ kommt in seiner Arbeit zu dem Ergebnis, dass die auffallende Besserung der Sterblichkeitsverhältnisse auf die ersten 5 Versicherungsjahre entfällt und eine Folge der besseren Beschaffenheit der neuhinzukommenden Risiken sei.

nicht aber von einem allgemeinen Rückgang der Sterblichkeit herrühre, während KATZ ermittelte, dass für alle Perioden auch nach Erlöschen der Selektionswirkung ein Rückgang der Sterblichkeit zu konstatieren sei.

Mit Bezug auf die Ursachen, worauf der von KATZ konstatierte Rückgang der Sterblichkeit beruht, wird dann noch, anknüpfend an die Ergebnisse der Bevölkerungsstatistik, folgendes ausgeführt:

»Es haben also zur Besserung der Sterblichkeit die verfeinerte Auswahl der Risiken und der Rückgang der Gegenauslese — oder besser ausgedrückt die Besserung des Risikengemischs an sich — in bedeutendem Mass mit beigetragen. Die Gegenauslese hat sicher schon dadurch ganz bedeutend an Einfluss verloren, dass der Versicherungsgedanke eine ganz ungeahnte Ausdehnung und Verbreitung gewonnen hat und Spekulationsversicherungen — bewusste und unbewusste — nicht mehr denselben Einfluss haben können wie früher. Was hierzu alles beigetragen hat, ist an dieser Stelle nicht zu erörtern, nur soll darauf hingewiesen werden, dass sicher auch durch die Einführung der gemischten Versicherung den Gesellschaften viele gute Risiken gewonnen worden sind. Neue Untersuchungen haben ja gezeigt, dass die Sterblichkeit in der gemischten Versicherung bedeutend besser ist als in der reinen Todesfallversicherung. Ferner ist die Gegenauslese auch von den Gesellschaften mit gutem Erfolg bekämpft worden, und vor allem haben die Ausbildung und Ausgestaltung der ärztlichen Untersuchung und deren Methoden bedeutenden Einfluss ausgeübt.« (438)

Prof. FLORSCHÜTZ stützt seine Behauptungen auf die im 1. Band der Kongressschriften veröffentlichten Tabelle III. In dieser Tabelle sind für die 3 Altersklassen 15 bis 40 Jahre, 41 bis 50 Jahre und 51 bis 70 Jahre, sowie für die gesammten Alter die Prozentsätze der wirklichen von den rechnungsmässigen Sterbefällen aufgeführt worden, die sich für die untersuchten Zugangsperioden 1829—51, 1852—66, 1867—80 und 1881—96, in den Geschäftsperioden 1829—52, 1852—67, 1867—81 und 1881—96 ergeben. Es wird hierbei noch zwischen der Sterblichkeit für das erste bis fünfte Versicherungsjahr und für das sechste und höhere Versicherungsjahr unterschieden.

Dadurch nun dass gleichzeitig sowohl nach Zugangs- als auch nach Geschäftsperioden getrennt wird, gelingt es Prof. FLORSCHÜTZ, bei dem untersuchten Material brauchbare zahlenmässige Anhaltspunkte zur Klärung der zur Diskussion stehenden Frage über die

Entwicklung der Sterblichkeit unter den versicherten Personen zu gewinnen. Denn es geht aus den in der Tabelle zusammengestellten Prozentsätzen deutlich hervor, wie sich in den einzelnen Geschäftsperioden die Sterblichkeit der unterschiedenen Zugänge gestaltet hat. Und es besteht jedenfalls kein Zweifel, dass die Ergebnisse auf Grund des untersuchten Materials die von mir erwähnten vorsichtigen Schlüsse zuliessen.

Das von KATZ zur Stützung seiner Behauptungen über die Ursachen der Besserung der Sterblichkeitsverhältnisse herangezogene Tabellenwerk Dr. HÖCKNER's und Prof. Dr. KARUP'S — ich möchte das in Bestätigung der Ausführungen des Geheimrat Dr. SAMWER gleichfalls nicht unerwähnt lassen — zwingt hingegen noch nicht zu den von KATZ gezogenen Schlüssen. Im dem reichen Zahlenmaterial wird nur die bekannte Tatsache bestätigt, dass die Sterblichkeit bei dem in jeder Zugangs- bzw. Geschäftsperiode vorhandenen Risikengemisch ständig günstiger verlief. Worauf die konstatierten niedrigeren Sterblichkeitssätze der neueren Zeit beruhen, diese Frage bleibt aber offen. Solange nicht bekannt ist, welche Sterblichkeit die alten Versicherungen im Verlauf ihrer Dauer ergaben, wird die Beantwortung der Frage verschoben werden müssen, ob die günstigeren neuzeitlichen Sterblichkeitsziffern begründet sind in einem, gegenüber dem angenommenen, günstigeren Verlauf der Sterblichkeit der alten Versicherten, oder aber ob zugleich in einer besseren Handhabung der Aufnahmepraxis, d. h. in einer besseren sozialen beruflichen und ärztlichen Auslese bei den neuhin getretenen Versicherten.

Indem die von Prof. KARUP am Material der Gothaer konstatierte Sterblichkeitshöhe beim Neuzugang und bei den alten Polizen in der Arbeit Prof. FLORSCHÜTZ' zum Ausgangspunkt der Betrachtungen genommen wird, ist erst die Möglichkeit einer richtigeren Erfassung der Wirkung der in beiden Gruppen von Versicherungen in Betracht kommenden, den Verlauf der Sterblichkeit bedingenden Momente gegeben. Und es ist bei weitem nicht so leicht zu befürchten, dass bei der Deutung der Ergebnisse eine Irreleitung eintritt, als wenn, auch bei Anwendung noch so grosser Vorsicht — es werden in dem Artikel von KATZ ja auch die Ergebnisse der Bevölkerungsstatistik herangezogen — Durchschnittsergebnisse den Ausgangspunkt von Erklärungsversuchen bilden.

Gegen die Stichhaltigkeit der von Herrn KATZ vorgebrachten Erklärungen zum Rückgang der Sterblichkeit sprechen auch die

Ergebnisse der Zentralstelle für die gemeinsamen deutschen Sterblichkeitsuntersuchungen. Der Einfluss der Gegenauslese macht sich nämlich bei der ersten untersuchten Zugangsperiode 1876—85, die zeitlich etwa mit der dritten, von KATZ untersuchten Periode zusammenfällt, noch in ganz bedeutendem Masse geltend. Beiden Ausgleichungen hat sich ergeben, dass der Einfluss der Gegenauslese — nebenbei sei bemerkt, dass die Gegenauslese nicht nur als spekulative Auslese beim Abschluss der Versicherung, sondern auch beim Austritt aus der Versicherung in späteren Jahren, sich geltend macht, und wie neue Untersuchungen gezeigt haben, bei den jüngeren Altern eine bedeutsame Rolle zu spielen vermag — dass der Einfluss der Gegenauslese für die niederen Eintrittsalter bis über 30 hinaus in der erwähnten Zugangsperiode noch so stark ist, dass er, abgesehen von den ersten zwei bis drei Versicherungsjahren — bei den niedrigen Beitrittsaltern bis 30 schon vom 2. Versicherungsjahre an — in den sämtlichen folgenden Versicherungsjahren zu im Vergleich zur Sterblichkeit des 11. und der folgenden Versicherungsjahre, stark erhöhtem Sterblichkeitsraten führt. Ähnliche Erscheinungen sind auch namentlich am Material für die neuen österreichischen und ungarischen Sterbetafeln, bei den Untersuchungen der Germania und des Materials für die Tafel M. und W.I., die ENGELBRECHT s. Z., ausführte, beobachtet worden. Sie dürften in Übereinstimmung mit Prof. FLORSCHÜTZ zwanglos ihre Erklärung darin finden, dass in den früheren Zeitperioden die ärztliche Auslese noch nicht so wirksam war, dass sie die Wirkung der Gegenauslese aufhob.

Von Herrn Prof. FLORSCHÜTZ und auch von Herrn KATZ ist in den Arbeiten ferner auf die Verschiedenartigkeit der Sterblichkeit bei den langen und den abgekürzten Versicherungen hingewiesen worden. Prof. FLORSCHÜTZ führt in seiner Arbeit an, dass nach Prof. KARUP die Sterblichkeit bei den freiwillig abgekürzten Versicherungen der Gothaer, gemessen an der Sterblichkeit der lebenslänglichen Versicherten der Zugangsperiode 1852—95 für das 1.—5. Versicherungsjahr nur 67,3 %, für das 6. und höhere Versicherungsjahre nur 83,2 % dieser Sterblichkeit betrug.

Dieser bedeutende Unterschied zwischen der Sterblichkeit bei beiden Versicherungsarten ist wohl durch die Einbeziehung alten Materials in die Untersuchungen begründet. Die Untersuchungen der Zentralstelle haben nämlich ergeben, dass die Sterblichkeit bei den abgekürzten Versicherungen der Männer der Zugangs-



periode 1876,85 in den ersten 5. Versicherungsjahren 88.0 ‰, im 6. und höheren Versicherungsjahren aber sogar 95.1 ‰ der langen sich ebenfalls auf Männer beziehenden Versicherungen derselben Zugangsperiode beträgt. Der Unterschied ist also bei weitem nicht so gross wie bei Gotha. Für die einzelnen Versicherungsjahre ergaben sich folgende höchst interessanten Zahlen:

Die Sterblichkeit der abgekürzten Versicherungen betrug für das erste Versicherungsjahr 93.3 ‰ der Sterblichkeit bei den langen Versicherungen; für das zweite Jahr war der Prozentsatz 75.9, für das dritte 80.2, für das vierte 94.3, für das fünfte 92.3, für das sechste 91.8, für das siebente 97.0, für das achte 93.1, für das neunte 93.4, für das zehnte 97.8 und für das elfte und höhere Versicherungsjahre 95.0.

Hiernach hat es den Anschein, als ob die ärztliche Auslese im Stände wäre bei der Aufnahme der auf Lebenszeit sich versichernden Risiken die Wirkung der Gegenauslese zum grössten Teil auszuschalten, aber schon für das zweite Jahr zeigt sich, dass diese Annahme irrig ist, indem die Sterblichkeit bei den abgekürzten Versicherungen nur 75.9 ‰ der der langen Versicherungen beträgt. Im dritten Jahre vermindert sich der Abstand — der Sterblichkeitssatz beträgt hier 80.2 ‰ — um dann sich immermehr zu verkleinern. Indessen beträgt auch noch für das elfte und folgende Versicherungsjahre die Sterblichkeitsrate der abgekürzten Versicherungen nur 95.0 ‰ des der langen Versicherungen. Man wird abwarten müssen, welche Ergebnisse man für Folgezeit findet.

Dass die Sterblichkeit auch in starkem Masse vom Beruf abhängt, ist nach den eingehenden Untersuchungen, die verschiedene deutsche Gesellschaften angestellt haben, sicher. Hier ist aber bei der Deutung der Resultate besondere Vorsicht geboten, da bei einer Reihe von Berufen, die in längeren Zeiträumen vorgenommene Änderung der Aufnahmepraxis störend wirkt. Die Untersuchungen der Zentralstelle werden auch in dieser Hinsicht wertvolle Aufschlüsse geben.

M. ABEL se réfère aux considérations de M. SAMWER au sujet du rapport de M. FLORSCHÜTZ et il reprend les chiffres de ce dernier, qu'il est inutile de répéter puisqu'ils se trouvent dans le volume qui a été présenté au Congrès. L'orateur indique la grande difficulté de se procurer des données précises au sujet de la mortalité puisque — comme M. MULLER l'a démontré dans son rapport, — les assurances mixtes viennent compliquer le problème.



Il faut étudier les vieilles assurances, qui ne sont pas assez connues et que les travaux de M. CARUP et M. KATZ mettent en évidence. Les différentes considérations que développe l'orateur et les chiffres qu'il annonce à la tribune confirment sa manière de voir. Il s'appuie sur les renseignements de M. ENGELBRECHT. Les explications qu'il a données sont basées sur un développement de la sélection médicale, laquelle était autrefois moins habile qu'aujourd'hui. L'orateur revient ensuite au rapport de M. FLORSCHÜTZ, et cite les études les plus récentes qui peuvent élucider le problème.

Dr. A. ABEL, Berlin, referred to the different conclusions arrived at by Prof. FLORSCHÜTZ and Mr. KATZ. Prof. FLORSCHÜTZ comes to the conclusion that the improvement in the mortality occurs in the first 5 years of assurance and is a consequence of the better selection of the recently acquired risks and not of a general improvement, whereas Mr. KATZ states that for all periods, even after the effects of selection have disappeared, an improvement has occurred. The tables of HÖCKNER and KARUP, which Mr. KATZ employs to support his statements, do not in fact lead to Mr. KATZ's conclusions. All they prove is that, taking the whole business in force at the time, an improvement is shown according to business periods. So long, however, as it is not known what mortality the old assurances experienced during their duration, so long will the question recur whether the more favourable rates of mortality are due to the more favourable experience among the old assurances, i.e. among those selected in the earlier years of the 19<sup>th</sup> century, or whether it is due to better management, i.e. to the more efficient selection of the more recently selected lives.

M. RISSER (Paris).

*Messieurs !*

Des rapports fort intéressants ont été établis sur l'évolution de la mortalité des personnes assurées depuis 1800; il nous font connaître les uns la variation des taux de mortalité, les autres, les oscillations de la durée de la vie moyenne chez les assurées des compagnies d'assurance et aussi chez une certaine catégorie de fonctionnaires. (Voir le rapport de M. VAN DEN BERGHE »Lois de mortalité appliquées aux institutions de prévoyance de l'armée belge«).

Je n'ai pas pu à mon grand regret étudier tous les rapports et je ne sais si l'on a songé à faire pour les grandes administrations publiques des recherches analogues à celles de M. VAN DEN BERGHE; peut-être serait-il intéressant d'examiner les variations de la mortalité des fonctionnaires depuis 1800 et de comparer les courbes de mortalité des fonctionnaires dans les divers pays à celle de la population assurée par les compagnies d'assurance.

J'ajoute que les remarques de M. MANLY pourraient être judicieusement appliquées, car la comparaison des courbes de mortalité de la population d'un pays et des assurés, vivant sur le même territoire pourrait donner naissance à des recherches fort curieuses en se guidant sur les méthodes du grand statisticien anglais PEARSON.

Jusqu'alors on n'a étudié que l'assurance privée; peut-être y aurait-t-il lieu de considérer et d'analyser les éléments concernant l'assurance sociale. Les éléments statistiques relatifs à l'assurance invalidité et l'assurance vieillesse pourraient dès maintenant être utilisés en ayant soin de grouper les assurés par périodes quinquennales.

Je me permets à ce propos d'attirer l'attention des actuaires sur un sujet qui leur est cher et que M. BÉGAULT a signalé dans son discours à notre première séance; je veux parler des tables par âges à l'entrée. M. LÉON MARIE, secrétaire général de l'institut des actuaires français avait déjà en 1894 synthétisé l'importance de cette question. M. POTERIN DU MOTEL faisait pour la première fois en 1893 une étude analytique de l'ajustement des tables par âges à l'entrée; il revenait ainsi que M. QUIQUET sur ce sujet dans diverses communications. M. DUPLAIX au congrès de New York nous apportait les résultats statistiques des travaux du comité (Tables de 1900).

Dans tous les pays des recherches analogues étaient entreprises à la même époque et se sont poursuivies jusqu'à ce jour; je n'ose ici ni les analyser, ni les résumer, car le temps me fait défaut.

Alors que les tables par âges à l'entrée des rentiers et des assurés des compagnies ont fait l'objet de travaux nombreux au point de vue purement analytique, il n'en a point été de même des tables concernant la population assurée et j'entends par là la population soumise aux lois d'assurance invalidité en Allemagne et en Autriche.

L'examen des éléments statistiques concernant la période 1892—1902 d'application de la loi sur l'assurance invalidité en Alle-

magne a montré que les individus atteints d'invalidité a trouvaient au point de vue de la mortalité dans des conditions spéciales; la courbe qui caractérisait un groupe, formé d'assurés d'âge  $x_0$  au moment de leur entrée en invalidité était supposé se raccorder après un temps  $\lambda$  avec la courbe de la mortalité de la population générale allemande.

M. LEON MARIE, dans un fort intéressant rapport qui a servi de base à la préparation des tarifs pour l'application de la loi de 1898 sur les accidents du travail avait fait une observation analogue. Il avait d'ailleurs déclaré que des observations nouvelles pouvaient venir modifier cette manière de voir.

Les nouveaux documents statistiques déduits des expériences sur l'invalidité en Allemagne jusqu'en 1907, ont montré que les courbes par âges à l'entrée ne venaient plus rejoindre la courbe générale.

Si l'on peut établir de nouveaux taux de mortalité des invalides, — qui pour nous sont aussi des assurés, mais des assurés d'une assurance sociale — et par suite de conduire les calculs actuariels, il n'est pas moins intéressant d'étudier le problème des dites tables à un point de vue purement technique ou analytique si vous le préférez.

La loi de MAKCHAM ou une des lois dérivées ne peut à mon humble avis en cette circonstance servir à caractériser les tables par âges à l'entrée dans l'assurance invalidité; il faut donc chercher un autre processus analytique.

Vous savez fort bien qu'en première approximation les phénomènes physiques peuvent être synthétisés au moyen d'équations différentielles à coefficients constants. Une étude plus serrée des problèmes amène toujours à la résolution d'équations aux dérivées partielles du premier ou du second ordre, c'est à dire à l'introduction d'une ou deux fonctions arbitraires suivant les cas. C'est cette idée qui m'a guidé et m'a permis de reconnaître que le problème des tables par âges à l'entrée dans l'assurance invalidité conduit à la résolution d'une équation fonctionnelle. La solution du problème des tables par âges à l'entrée des rentiers est donnée, il me semble, par une équation de même nature que l'on peut résoudre moyennant certaines hypothèses par la méthode de M. VOLTERRA. Il ne faut point s'étonner si l'on rencontre ainsi en cours de route une telle équation puisque le problème de l'assurance dite «le franc au décès» donne naissance à l'équation de VOLTERRA et que le problème de l'interpolation peut être ramené à celui de FREDHOLM.

Je m'excuse, en terminant, d'avoir esquissé une question qui se rattache indirectement à celle faisant objet de la discussion, et rappelé que le sujet des tables par âge à l'entrée doit maintenant attirer l'attention des actuaire sociaux.

*(Vifs applaudissements).*

Herr RISSER weist namentlich auf diejenigen der vorliegenden Berichte hin, welche sich mit der Sterblichkeit unter den Beamten befassen. Er meint, dass spezielle Untersuchungen nach der Sterblichkeit unter den Beamten in den meisten Ländern nicht vorgenommen worden sind, dass dieselben immerhin eine interessante Ergänzung der vorliegenden Arbeiten bilden würden. Er weist ferner darauf hin, dass man sich in Frankreich im Zusammenhang mit Unfallversicherungsuntersuchungen seit längerer Zeit mit der Frage der Sterblichkeit unter den Invaliden beschäftigt hat. Während man früher der Meinung war, dass die Sterblichkeit bei den Invaliden sich nach gewisser Zeit mit der allgemeinen Sterblichkeit kreuzt, haben die im Jahre 1907 vorgenommenen Untersuchungen dargetan, dass die Sterblichkeit der Invaliden jene der ganzen Bevölkerung nicht erreicht.

Diese Untersuchungen sind nicht nur in allgemeiner versicherungstechnischer Hinsicht interessant, sondern auch von rein analytischem Gesichtspunkt sehr wertvoll. Das Gesetz von Mackam lässt sich nicht ohne weiteres auf die Sterblichkeit unter den Invaliden anwenden; es sind vielmehr neue Formeln dafür zu berechnen, wie Herr RISSER durch einige Beispiele erörtert.

Mr. RISSER especially points out those papers submitted to the Congress which deal with the mortality experience amongst public officers.

He does not know whether in all countries similar investigations have been made. If not, it would seem to him very useful to do so in order to obtain mortality experiences for the different professions.

In France very important investigations have been made on the mortality amongst invalids; Mr. LÉON MARIE has submitted very instructive papers on the subject. According to his investigations the mortality curve of invalids crossed that of the general population on a certain point.

According to later experiences however the mortality of invalids was always below that of the general population.

As to Mr. RISSER the question of the mortality amongst invalids has also a special importance from a pure analytical standpoint. He points out that the law of Makcham cannot be applied equally well to the mortality amongst this group, and that quite new laws have to be found in this matter. Mr. RISSER has been in search of such a new law of mortality and gives some examples thereof.

M. le Prof. Comm. GUIDO TOJA (Florence):

*Mrs. Chers Collègues!*

J'ai demandé la parole pour vous poser une question de caractère essentiellement technique, qu'aucun mieux que vous ne pourra étudier et examiner à fond.

Il s'agit de la mortalité des assurés et je pense de rester dans le thème en cours de discussion, en vous invitant à la prendre en considération.

Je dis tout de suite, que l'origine de la question même se rapporte à la loi du monopole qui a été votée et promulguée dans ces derniers mois en Italie.

Je suis d'avis que les Congrès des Actuaires doivent traiter des questions exclusivement techniques et conséquemment il n'est pas le cas de vous entretenir sur le thème du monopole qui a rapport à une matière de caractère politique, économique et social.

Je dois observer que la présentation de cette loi italienne a été faite avec des documents officiels dans lesquels avec beaucoup de soin on a étudié la combinaison des cas de mort Vie Entière, choisissant comme base de calcul la table de mortalité de la population italienne.

Evitant d'entrer dans le mérite de la construction de la table même, je dois constater qu'elle indique une mortalité moyenne inférieure à celle des tables de mortalité des assurés et que les primes pures obtenues selon le taux d'intérêt  $3\frac{1}{4}$  % sont inférieures aux correspondantes des tables des assurés.

Conséquemment si l'on fait la comparaison des primes mêmes avec celles adoptées par les compagnies nationales et étrangères, il résulte un chargement moyen de 35 %, tandis que nous savons que les tarifs de nos compagnies ont été établis avec un chargement bien plus modeste et jamais supérieur au vingt pourcent.

Si l'examen officiel s'était étendu au cas de mort mixtes et à termes fixes lesquels comprennent la partie principale de la production normale, les chargements seraient résultés plus faibles. Si l'on admet exact l'expérience de la mortalité parmi la population italienne, ayant computed un taux d'intérêt si modeste comme le 3<sup>1</sup>/<sub>4</sub>, on peut bien comprendre et reconnaître naturel que tout le monde pas-assureur croyait d'après le résultat officiel à un bénéfice extra-ordinaire et très fort, obtenu par les compagnies seulement sur le chargement des primes, et que l'on pouvait croire aussi par des personnes qui ne connaissaient rien de la pratique et de la technique des compagnies d'assurances sur la vie, que les compagnies mêmes font une spéculation au lieu d'exercer une industrie.

Nous savons très bien que le chargement est destiné aux frais, qu'il ne dépasse en moyen 15 % et que le bénéfice est dû surtout à l'emploi des capitaux.

La question pour moi est la suivante :

Il n'est pas possible dans les calculs des assurances sur la vie d'adopter les tables de la population générale.

Dans les assurances sur la vie se manifestent des sélections qui rendent impossible une comparaison quelconque entre la mortalité des assurés et celle de la population ; bien entendu dans le champ de rigueur technique. Nous n'avons pas une table de mortalité des assurés italiens, les calculs actuaires ont été toujours faits sur des tables anglaises, françaises, autrichiennes, que tout le monde connaît.

Les résultats obtenus même du point de vue statistique confirment que les actuaires italiens, choisissant des tables étrangères, mais celles des assurés sur la vie, obtiendraient des résultats plus rapprochés à la vérité qu'ils auraient obtenu avec la table de population.

Il va sans dire que dans ces dernières années, on a eu une diminution de la mortalité, mais je ne crois pas que la table de la population pourrait même l'évaluer.

Sur la mortalité générale agissent plusieurs causes qui ont influence sur la mortalité des assurés, mais les sélections qui se manifestent dans les groupes des assurés sont si sensibles de diminuer les caractères différentiels entre les mortalités des assurés des différents pays.

J'ai voulu moi-même procéder à une enquête et l'année dernière



j'ai écrit à un grand nombre de collègues de toutes les parties du monde pour leur signaler le cas qui était digne d'étude et de considération.

Les réponses courtoises et très importantes que j'ai reçues à cette occasion et pour lesquelles je tiens à renouveler ici de vifs remerciements, m'ont persuadé qu'il aurait été très difficile d'avoir des éléments sûrs pour une étude complète de la question.

Maintenant que la loi du monopole a été votée, bien que ce soit à la veille de quitter complètement l'étude professionnelle, je crois utile dans l'intérêt de tous les actuaires de poser la question d'une étude comparative entre la mortalité des assurés et celle de la population; puisque je ne puis admettre ce qu'on a retenu axiomatique que la mortalité de la population soit supérieure à celle des assurés.

Etudier les caractères différentiels dans les différents pays, c'est à mon avis rendre un vrai service à la science. Je voudrais bien exprimer, mes chers collègues, le vœu que le comité organisateur du prochain congrès prenne en considération ma proposition, pour en faire objet d'une thème de discussion.

Herr TOJA will eine Frage besprechen, die in engem Zusammenhange mit dem vor kurzer Zeit votierten italienischen Gesetze über das Versicherungsmonopol steht; er schaltet hiebei die politische Seite der Frage vollkommen aus und beschränkt sich streng auf die versicherungstechnischen Erörterungen.

Die technischen Berechnungen, welche dem Motivenberichte zum Monopolesetze vorgelegt wurden, erstrecken sich nur auf lebenslängliche Todesfallversicherungen und basieren auf der allgemeinen italienischen Sterblichkeit, d. i. der Sterblichkeit der italienischen Gesamtbevölkerung.

Auf Grund dieser ihrer Tafeln und bei Annahme eines Zinsfusses von  $3\frac{1}{4}$  % kam die italienische Regierung zu Nettoprämien, gegenüber welchen die durchschnittlichen Bruttoprämien der bisher in Italien arbeitenden Gesellschaften Zuschläge von 35 % aufweisen. Die Ergebnisse wären natürlich andere gewesen, wenn man auch die gemischten Versicherungen betrachtet hätte, welche das Hauptkontingent des bestehenden Versicherungsstockes bilden. Aber auch bei Beschränkung auf die reinen Todesfallversicherungen sind die Resultate des technischen Berichtes unrichtig. Es ist allgemein bekannt, dass die Zuschläge zu den Prämien nur das

enthalten, was zur Deckung der Kosten der Anwerbung und der Verwaltung nötig ist. Die technischen Berechnungen haben die bedenkliche Folge, dass das Laienpublikum da den Eindruck gewinnen könnte, als hätten die Gesellschaften wirklich mit Zuschlägen von 35 % gearbeitet. Das ist natürlich nicht der Fall, sondern die Zuschläge haben allgemein nicht mehr als 15 %, höchstens 20 % betragen. Zur Berechnung der Nettoprämien hat man, da Tafeln über Beobachtungen an italienischen Versicherten nicht vorhanden waren, meist englische, französische und österreichische Tafeln verwendet. Die Unterschiede zwischen der Sterblichkeit unter den versicherten Leben in den verschiedenen Ländern sind erfahrungsgemäss nicht bedeutend und es besteht jedenfalls eher eine gewisse Homogenität unter den Versicherten verschiedener Staaten als zwischen Versicherten und allgemeiner Bevölkerung. Herr TOJA glaubt nicht, dass die Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung immer umso viel grösser ist als jene der Versicherten und er würde es für sehr wünschenswert halten, wenn der nächste internationale Kongress im rein wissenschaftlichen Interesse — praktischen Wert hat die Frage für Italien heute nicht mehr — sich mit der Klarlegung des Unterschiedes zwischen der Sterblichkeit versicherter Leben und der allgemeinen Sterblichkeit der Bevölkerung befassen würde. Er richtet an das Comité Permanent die Bitte, diesen Antrag dem Organisationskomitee des nächsten Kongresses zu übermitteln.

Mr. TOJA gives some remarks which are connected with the recent law of life-assurance monopoly in Italy. He says that, according to the question which is submitted to the Congress, he refuses first of all to enter into the political and economical aspects of the question, confining himself strictly to the actuarial considerations which have been applied by the Italian Government in connection with that law.

The Italian Government has calculated the premiums for whole life assurances on the base of the general Italian mortality. The net premiums are calculated on the base of an interest of  $3\frac{1}{4}$  %, giving, if compared with the average grosspremiums adopted by the companies working in Italy, a loading of about 35 %. This figure can not be correct, as to Mr. TOJA, because it is generally received that the average loading is about 15 %. The data submitted to Parliament are misleading because they cause the public

to believe that the private companies draw out of the premium loading very rich profits, whereas it is wellknown by professional people that this loading is hardly sufficient to cover expenses.

As it was not possible to draw mortality-tables on the Italian life-assurance experiences, the companies had to confine themselves to French, English and Austrian tables.

It is a matter of fact that the experience between assured lives in different countries shows more homogeny than the experience of assured and unassured lives. According to Mr. TOJA, it would be a very great mistake to believe that the mortality of the general population is always higher than that of the assured lives.

The law of monopoly coming soon into operation for Italy, the question is no more of such material interest as it was three years ago. However, Mr. TOJA believes that in the interest of actuarial science the Permanent Committee of the Congress could not do better than to propose to the next congress to open the discussion upon the question of a comparison between the mortality among assured lives on the one hand and the mortality of the general population on the other.

Mr. JOSEPH BURN (London):

*Mr. Chairman! Gentlemen!*

Although the title of the Paper which my friend Mr. SHARMAN and myself have had the honour to present to the Congress is:

»Changes in the rates of mortality amongst assured lives during the past century«, I am bound to confess that the principal impression we received during our investigation was that for various reasons it is practically impossible to trace the variation in the rates of mortality amongst assured lives for a period of any great length.

This, perhaps, would not be of such great importance if we could be certain that there would not be any very important change in those rates. But I think from what I have heard at this discussion, there is a generally accepted opinion that there *has* been a most important variation in the rates of mortality amongst assured lives. It is generally agreed, I believe, that the rates of mortality amongst assured lives at the younger and middle ages have been greatly improving, whereas at the older ages, I find that some

are inclined to think the rates have been getting worse and others that they probably remain stationary. But I find very few hold the opinion that the rate of mortality at the older ages amongst assured lives has been improving.

As for myself, I have come to the conclusion that the rate of mortality at the older ages — and by older ages I mean ages over 55 or 60 — shows a decisive indication of danger. I use the word »danger« advisedly. I think the rate of mortality at the advanced ages is peculiar in this way, that above age 60 there is a very sharp line of demarcation. It appears to me that there are a certain number of people over age 60, largely represented by annuitants, who are exceedingly good lives, but on the other hand there are a very considerable number of persons who are deteriorated lives. The result of modern science has been to grant a longer period of life and there are a large number of people at ages above 60 who, if they had been born some 40 or 50 years earlier, probably would not have lived to these ages. Now they do live, but they are of a deteriorated class, and I think that at these ages there is a very great danger in accepting proposals for life assurance.

However, if it were possible for us — and I hope it may be possible — to arrange for a really reliable medical selection, I believe that elderly persons would be just as readily assurable and prove equally as profitable as the younger ones. But one must always remember that comparatively few very bad lives will result in an entire alteration in the general rate of mortality experienced. I think this subject is one of the very greatest importance to actuaries, because of the great increase which has been taking place during the last 20 or 30 years in endowment assurances. In fact in some offices by far the greater proportion of the total business is represented by endowment assurances maturing at ages generally not beyond 60. The result is that those offices have a large experience, which however has been confined to the very ages where we are fairly certain that there has been a decided improvement in the rate of mortality. It seems extremely probable that as the number of endowment assurances increases and the number of whole life assurances decreases or remains stationary, the rates of mortality under the former class must tend to approach those of the latter, and it may happen, unless we exercise the very greatest care, that, whereas in the past we have had a very

decided and important profit from mortality — resulting from the fact that the main part of the business has been obtained at the lower ages — in the future we shall find a much larger proportion of our business extended to these older ages, where the rate of mortality is unknown, and profits will probably be not nearly so large.

Gentlemen! When Mr. Sharman and myself set out to write this Paper we were faced with the difficulty of obtaining any reliable data suitable for our purpose. At the same time we considered the question to be of such great importance to actuaries in general that we felt any effort to throw light upon it would be well worth the trouble. As we state towards the end of our paper:

„Although we are unable to find direct evidence of an increase in mortality rates amongst assured lives, yet we feel there is sufficient indirect evidence to give cause for some apprehension on the subject, and would invite the opinions of members on the question.”

Herr BURN bemerkt, dass Herr SHARMAN und er bei der Abfassung ihres Berichtes allerdings den Eindruck gewonnen hatten, dass in Ermangelung des nötigen statistischen Materials ein absolut zutreffendes Urteil über die Änderungen in der Sterblichkeit unter den Versicherten sich noch nicht aussprechen lasse. Soweit Herr BURN ersehen konnte, geht die allgemeine Meinung in England dahin, dass diese Änderungen ziemlich bedeutende sind. Man scheint allgemein anzunehmen, dass unter den versicherten Leben in den jüngern Altern eine ziemlich bedeutende Abnahme der Sterblichkeit zu konstatieren sei, während für die höheren Alter — etwa vom 55. oder 60. Lebensjahre aufwärts — die Anschauung eher dahin geht, dass die Sterblichkeit stationär bleibt oder sogar eine steigende Tendenz aufweist.

Herr BURN will darauf aufmerksam machen, — und das ist der eigentliche Zweck seiner Rede — dass gerade die Frage der Sterblichkeit in den höheren Altern für die Versicherungsgesellschaften eine immer stärkere praktische Bedeutung erlangt.

In der letzten Zeit zeigt sich bei den Versicherten allgemein die Tendenz, gemischte Versicherungen zu bevorzugen, welche in der Regel zwischen dem 50<sup>sten</sup> oder dem 55<sup>sten</sup> Lebensjahr fällig werden.

Gerade in diesen Ablaufsaltern scheint aber der Wendepunkt zu liegen. Die ärztliche Kunst unserer Zeit hat es dahin gebracht,



dass viel mehr Personen als früher das Greisenalter erreichen. Unter diesen sind gewiss eine Anzahl ausserordentlich gesunder Risiken (siehe die Erfahrungen bei den Leibrentnern), gewiss aber eine grosse Menge von Personen mit geschwächter Widerstandskraft, welche das 60. Lebensjahr gar nicht erreicht hätten, wenn sie um 40 oder 50 Jahre früher auf die Welt gekommen wären.

Es ist daher nicht in Abrede zu stellen, dass die Gesellschaften einer gewissen Gefahr entgegengehen, wenn sie — was mit dem Ablauf der heute in den Portefeuilles befindlichen zahlreichen gemischten Versicherungen unausbleiblich der Fall sein wird — einen starken Zugang von Neuabschlüssen in den hohen Altern aufzuweisen haben werden. Das ist Grund genug, dass man sich schon heute mit der Sammlung von Erfahrungen über den Verlauf der Sterblichkeit in diesen Altersgruppen beschäftigt, und Herr BURN würde daher in einem regen Meinungsaustausch über diesen Gegenstand die wertvolle Förderung eines praktisch sehr bedeutungsvollen Problems erblicken.

M. BURN constate qu'on ne peut fournir une preuve absolue de la diminution de la mortalité. Il semble cependant se dégager de l'opinion du Congrès que pour les assurés jeunes et d'âge moyen il y a diminution de la mortalité, tandis que pour les assurés âgés il y a stagnation ou même augmentation. On dispose sans doute d'un très grand nombre d'expériences, mais la présence des assurés mixtes fausse les résultats. De plus le nombre des assurés âgés augmente, les individus qui s'assurent à un âge avancé apportent des risques défavorables. Comment peut-on lutter contre ce danger? Par une sélection médicale, mais il faudrait que les observations fussent opérées sur un effectif supérieur à celui dont on dispose aujourd'hui. En égard du péril qui peut en résulter pour les compagnies d'assurances, l'orateur demande que d'autres viennent apporter ici le résultat de leurs expériences personnelles.

Mr. SHARMAN (London):

*Mr. Chairman! Gentlemen!*

Mr. BURN, in the previous speech, has gone very fully into the few other points that we wished to mention with regard to our



joint Paper. I should like to supplement those remarks in one or two instances.

In the first place I wish to say something on the effect of selection on mortality rates in the cases of purchasers of life annuities. Although these are mostly effected at the older ages, yet every investigation which has been made has shown improving vitality, and it seems to me that selection at the older ages might be very much stronger against the offices than at the younger ages.

I also think these considerations are equally applicable to the cases of Life Assurances taken out by older-aged persons. There are a certain number of offices which in the past have done a large amount of Endowment Assurances. However, when these assurances gradually mature, there is a cessation of premium-income. Now I think we ought to endeavour in some way or other to find means of reassuring these people — f. i. under some whole life scheme —, but if we do so — is it not possible that similar to the annuitants at these older ages the selection may be very strong against the offices?

There is moreover, a further reason why we should endeavour to get as exact information as possible of the rates of mortality at the older ages. When assurances are effected in these cases, they are practically identical with temporary assurances, owing to the fact of the expectation of life being small. We are all aware how important it is that mortality rates should be as accurate as possible in short term assurances, and for this reason our mortality rates at the older ages should be as accurate as it is possible to make them.

As Mr. BURN said, we have not been able to get any direct evidence that the rate of mortality in the older ages has increased, but it does seem to us, having in view the statistics of the general population, that there is a considerable danger on this point and we think it an absolute necessity with regard to offices which may in future have to assure a large proportion of these older lives, that some investigations should be made in order to find out as closely as possible the exact rate of mortality in the older ages.

Herr SHARMAN, der, wie Ihnen bekannt, gemeinsam mit Herrn BURN einen Bericht zu dem vorliegenden Thema abgefasst hat,

will den Bemerkungen des letzteren noch einige weitere hinzufügen. Er weist darauf hin, dass bei den Leibrentnern die Antiselektion zugunsten der Gesellschaften gerade in den hohen Altersgruppen sich am stärksten fühlbar gemacht hat. Diese Wahrnehmung dürfte in analoger Weise auch für die Lebensversicherungen praktische Bedeutung erlangen. Heute ist die Form der gemischten Versicherung vorherrschend. Das wird zur Folge haben, dass nach einiger Zeit alljährlich eine grosse Anzahl von gemischten Versicherungen ablaufen wird. Zweifellos werden sich die Versicherungsgesellschaften bestreben, mit den in solcher Art ausscheidenden Versicherten neue Verträge — u.zw. dem dann vorgerückten Alter der Versicherten entsprechend, reine Ablebensversicherungen — abzuschliessen, um einen empfindlichen Abfall an ihren Portefeuilles zu vermeiden. Dann wird man vielleicht daraufkommen, dass in der grossen Zahl von Personen, die in höherem Alter neue Versicherungen abschliessen, sich gleichfalls eine gewisse Antiselektion geltend zu machen beginnt und man wird es unangenehm empfinden, dass über die Sterblichkeit in diesen Altern keine hinreichend zuverlässigen Grundlagen bestehen. Es ist daher sehr nötig, dass man sich rechtzeitig mit der Frage einer exakten Bestimmung der Sterblichkeit in den höheren Altersgruppen beschäftigt, damit in dem Zeitpunkte, in welchem diese Frage aktuell wird, genaue Erfahrungen vorliegen. Solche Polizzen, welche im 55. oder 60. Lebensjahre abgeschlossen werden, haben naturgemäss eine kürzere durchschnittliche Laufzeit, sie nähern sich daher im Hinblick auf die Wirkungen der Sterblichkeit einer temporären Versicherung, bei welcher bekanntlich eine exakte Bestimmung der Sterblichkeit umso notwendiger ist.

M. SHARMAN se déclare d'accord avec M. BURN au sujet des considérations, que ce dernier a formulées, mais qui du moins peuvent être quelque peu précisées. Il est incontestable que la mortalité a baissé et il est impossible aux compagnies de ne pas en tenir compte. L'influence des individus qui s'assurent à un certain âge, p. e. entre 55 et 60 ans, correspond à une anti-sélection et constitue un danger pour les assureurs. A cet âge la mortalité est grande et les compagnies seraient obligées d'augmenter leurs primes, si elles ne devaient pas tenir compte des nécessités commerciales. L'orateur appelle l'attention du Congrès sur le grave péril qui en résulte pour les compagnies d'assurances.

Herr Dr. GRUDER (Wien):

*Verehrte Kongressmitglieder!*

Ich habe mir das Wort erbeten um zunächst einem Missverständnisse vorzubeugen, welches sich beim Lesen meines Referates einschleichen könnte. Die Entwicklung der Sterblichkeit unter den versicherten Personen seit dem Jahre 1800 sollte nach der Legende, welche im wissenschaftlichen Kongressprogramm bei diesem Thema zu lesen war, durch eine Auswertung der mittleren Lebensdauer vorgenommen werden. Die österreichische Sterblichkeitsmessung versicherter Personen unterscheidet bekanntlich zwischen dem sogenannten »alten« und »neuen« Bestande und zählt zum ersten diejenigen Personen, welche vor dem Jahre 1876, zum zweiten diejenigen, welche nach diesem Zeitpunkt den Versicherungsvertrag abgeschlossen haben. Beschränkt man sich nur auf die streng formelle Beantwortung der uns im wissenschaftlichen Kongressprogramm vorgelegten Frage: Ist die mittlere Lebensdauer versicherter Personen, d.h. die auf einen Versicherten durchschnittlich entfallende verlebte Zeit beim »alten« und »neuen« Bestande verschieden? — so zeigt sich, dass die vor dem Jahre 1876 in Österreich-Ungarn abgeschlossenen Versicherungen in ihrer Gesamtheit, mit der Gesamtheit derjenigen Versicherungen verglichen, welche in der letzten Quarte des XIX. Jahrhunderts in Kraft getreten sind, Unterschiede von 1 bis 3 Jahren in den mittleren Lebensdauern aufweisen. Meine Herren, so interessant auch diese Tatsache an sich sein mag, eine Aussage über Änderung der Sterblichkeit mit der Zeit enthält sie nicht, sie ist die rein formelle Antwort auf die oben gestellte Frage. Ein Vergleich zweier Gesamtmateriale kann zu keinerlei Schlussfolgerungen betreffs der zeitlichen Änderung der Sterblichkeit führen. Das erhellt noch aus dem Folgenden: vergleicht man die mittlere Lebensdauer der gemischten Versicherungen mit denjenigen der Todesfallversicherungen, so zeigen sich Unterschiede von mehr als 4 Jahren, also Zahlen, die noch grösser sind als die obengenannten und darauf hinweisen, dass sich die Gruppierung einzelner Versicherungen im Gesamtmaterial geändert und von einer Homogenität, die allein einen versicherungstechnischen Vergleich rechtfertigen würde, nicht die Rede sein kann. Ich will alles das kurz zusammenfassend sagen: man möge die Tabelle X meines Referates nicht ohne die Tabelle IX lesen.

Und jetzt gestatten Sie mir, verehrte Kongressmitglieder, noch eine Bemerkung über das im wissenschaftlichen Kongressprogramm empfohlene Mass, über den Vorschlag, die Änderung der Sterblichkeit mit der Zeit durch einen Vergleich der mittleren Lebensdauer zu untersuchen.

Ich habe darauf hingewiesen, dass die mittlere Lebensdauer eine biometrische Funktion ist, d. h. eine Grösse, durch welche das Ableben einer Gesamtheit eindeutig definiert ist; sie ist also zum Mass für die Änderung der Sterblichkeit mit der Zeit geeignet und ich habe ja dieses Mass acceptiert, indem ich diese Grösse ausgerechnet habe. Allein ich möchte die Bemerkung nicht unterdrücken, dass für versicherungstechnische Zwecke dieses Mass nicht fein genug ist. Es verschafft einen Überblick, der allzu verwischt ist. Es müssen ganz spezielle Bedingungen erfüllt sein (die notwendigen und hinreichenden Bedingungen habe ich in meiner Arbeit angegeben), damit aus der Tatsache, dass sich die mittlere Lebensdauer für irgend welche Alter vergrössert hat, eine Schlussfolgerung auf die Verkleinerung der Sterbenswahrscheinlichkeit erlaubt sei. Die Mathematiker werden verstehen, wenn ich sage: für die mittlere Lebensdauer ist die Grösse einer ebenen Fläche massgebend, für die Sterbenswahrscheinlichkeit ein Differentialquotient an einem Punkte der diese Fläche begrenzenden Kurve, also Grössen, die von vornherein nichts miteinander zu tun haben. Mit anderen Worten: wenn von 1000 dreissig-jährigen Personen 5 sterben, so ist die Sterbenswahrscheinlichkeit  $5/1000$ , wenn 100 sterben, so ist sie 20 mal so gross, aber die mittlere Lebensdauer kann dieselbe bleiben oder sich in gegengesetzter Richtung bewegen, denn sie hängt auch davon ab, auf welche Art die noch am Leben gebliebenen absterben. Ja, noch mehr: man kann sich sehr gut zwei Tafeln denken, bei welchen für ganze Altersstrecken die mittleren Lebensdauern in derjenigen Tafel grösser erscheinen, in welcher für dieselbe Alter grössere Sterbenswahrscheinlichkeiten zu finden sind. Die Zahlen müssen nicht aus der Luft gegriffen sein: ich habe solche scheinbar paradoxe Vergleichstafeln durch Zusammenstellung österreichischer Sterblichkeitstafeln auf mehrfache Weise erhalten. Als Vergleichsmass für versicherungstechnische Zwecke erscheint also in erster Linie die Sterbenswahrscheinlichkeit geeignet, denn nur diese Grösse gestattet es, die eventuelle Bewegung der Sterblichkeit in den *einzelnen* Altern zu beobachten.

Verehrte Kongressmitglieder! Wenn wir heute über die Änderung

der Sterblichkeit mit der Zeit unter den versicherten Personen ein Urteil abzugeben nicht in der Lage sein werden, so ist die Ursache vor allem darin zu suchen, dass bei früheren Sterblichkeitsmessungen, von einigen wertvollen Untersuchungen KARUP's abgesehen, kein Zählformular ausgefüllt wurde, welches die Bewegung der Sterblichkeit mit der Zeit zu messen gestattet. Vielleicht wird sich die heutige oder eine künftige Diskussion mit dem Mass der Sterblichkeitsänderung und mit der Methode, dieses Mass zu konstatieren, beschäftigen. Ich möchte zum Schlusse, vom Problem des Masses zum Problem der Methode, dieses Mass anzulegen, übergehend, auf ein bei der österreichischen Sterblichkeitsmessung zum erstenmal verwendetes Formular, das sogenannte Formular II E und T, hinweisen. Dies Zählformular enthält die Gesamtheiten von Versicherten verzeichnet, welche demselben Geburtsjahre und Beitrittsalter entstammend, im gleichen Versicherungsjahre ausgetreten oder gestorben sind. Die praktische Anlage dieses Formulars ermöglicht es, für beliebige Geschäftsperioden und beliebige Zugangsperioden die Sterbenswahrscheinlichkeit auszurechnen. Es wäre wohl vom besonderen Werte für das heute behandelte Thema, wenn bei künftigen Sterblichkeitsuntersuchungen anderer Länder dieses II. Zählformular oder ein diesem analoges mit ausgefüllt würde.

Und die nach Geschäfts- und Zugangsperioden geordneten wertvollen Resultate des Herrn Prof. FLORSCHÜTZ haben mich mit umso grösserem Interesse erfüllt, als gerade gegenwärtig im Bureau der Mathematisch-Statistischen Vereinigung des österreichisch-ungarischen Verbandes der Privatversicherungsanstalten auf Grund des oben erwähnten II. Zählformulars eine Untersuchung der Bewegung der Sterblichkeit für die letzten 25 Jahre des XIX. Jahrhunderts im Zuge ist. Es sei mir gestattet, hochverehrte Versammlung, der Hoffnung Ausdruck zu geben, dass die Resultate dieser nach Geschäftsperioden und Versicherungsart getrennten Untersuchungen zum heutigen Problem einen exakten Beitrag liefern werden.

M. GRUDER vient préciser quelques éléments de son rapport pour éviter toute méprise. Il a dit que la vie moyenne est une fonction biométrique, de sorte qu'elle permet de mesurer les changements survenus dans la mortalité avec le temps; cependant cette mesure n'offre pas l'exactitude nécessaire aux calculs actuariels.



L'orateur examine ensuite la cause qui empêche de formuler une conclusion sur les changements de la mortalité, et il développe les conditions statistiques qui doivent être remplies pour y parvenir. Les anciennes statistiques d'Autriche doivent être utilisées avec une certaine prudence. L'orateur signale que dans son rapport il ne faut pas examiner isolément les tables 9 et 10; il relève une lacune dans les œuvres de M. KARUP et insiste sur l'importance du rôle joué par les formulaires: le nouveau formulaire autrichien présente notamment de réels avantages qui en recommandent l'usage pour tous les autres pays. Le problème de la méthode est également posé dans le rapport de M. FLORSCHÜTZ et l'orateur espère que la collaboration des actuaires contribuera à le résoudre.

Dr. GRUDER, Vienna, wished to say a few words in order to avoid a possible misunderstanding in the reading of his Paper. The Congress Programme asked that the alterations in the mortality among assured lives since 1800 should be studied from the point of view of the "average duration of life". If one confined oneself to a strictly formal answer to the question: "Has the average duration of life among assured persons altered during the 19<sup>th</sup> century?" — then the reply is that the "average duration of life" among the Austro-Hungarian Assured, who entered before 1876, shows a difference of 1—3 years from the average duration of those who entered in the last quarter of the 19<sup>th</sup> century, assuming all the assured to form a homogeneous experience, without any analysis being made into classes of assurance etc. That such a comparison can not lead to any conclusion is obvious, e. g. the average duration of life of Endowment assurance lives differs from that of Whole Life assured by more than 4 years, i.e. a larger difference than that already referred to. This proves that the data, from which the before-mentioned conclusions would be drawn are not homogeneous. He would therefore ask that Table X in his Paper should be read in conjunction with Table IX.

Mr. GRUDER said that although he had accepted as a measure the average duration of life, yet such a function was not sufficiently analytical. Only by a comparison of  $q_x$  could the mortality at individual ages be observed.

If it is impossible to give decision as to the alterations in the rates of mortality, we must ascribe this as due to the non-employment in the earlier mortality investigations of a suitable



formula for measuring variations in mortality. In conclusion Dr. GRUDER wished to draw attention to the Formula II E. and T., which was employed in the Austrian Experience. This formula enables one to ascertain the probabilities of death for business periods and for periods of entry. He suggested that it would be of great value if in the future in mortality investigations of other countries Formula II or an analogous formula were employed.

Herr WILHELM KATZ (Leipzig):

*Meine Herren!*

Gestatten Sie, dass ich einige Minuten Ihre Aufmerksamkeit in Anspruch nehme, damit ich die gegen mein Referat vorgebrachten Bedenken kurz bespreche.

Wenn man die verschiedenen Referate durchgelesen und der heutigen Diskussion gefolgt hat, muss man auf dem ersten Blick den Eindruck gewinnen, dass die Übereinstimmung nicht sehr gross ist. Doch glaube ich, dass die Schwierigkeiten einer Verständigung nicht unüberwindlich sind. In dem Ausgangspunkt — und das ist schon viel — sind sich sämtliche Referate einig: man glaubt allgemein konstatieren zu können, dass die Sterblichkeit unter den Versicherten von Anfang an bis zu den letzten Beobachtungen hin eine dauernde, beträchtliche Verminderung erfahren hat, an der die jüngeren Alter in stärkerem Masse als die höheren Alter beteiligt zu sein scheinen.

Ist man sich so über die Tatsache des Sterblichkeitsrückganges einig, so gehen allerdings bei der Frage nach den Gründen dieses Rückganges die Meinungen auseinander. Es werden drie Ursachen genannt, von denen bald die eine, bald die andere mehr in den Vordergrund geschoben wird. Es sind dies: die Wirkung der verbesserten Auslese von Seiten der Gesellschaften, die Änderung in der Zusammensetzung des Versicherungsbestandes, insofern die anfangs allein vorhandene reine Todesfallversicherung allmählich durch die gemischte Versicherung immer mehr verdrängt wird, und drittens der Rückgang der allgemeinen Bevölkerungssterblichkeit.

Was den ersten Punkt, die verbesserte ärztliche Auslese anbetrifft, so gehen die Meinungen allgemein dahin, dass dadurch tatsächlich eine bedeutende Verminderung der Sterblichkeit erzielt worden ist. Es dürfte also in diesem Punkt Übereinstimmung herrschen.

Was den zweiten Punkt, die Sterblichkeit bei den reinen Todesfall- und den gemischten Versicherungen, angeht, so ist man auch da scheinbar übereinstimmend zu dem Ergebnis gelangt, dass die Sterblichkeit der alternativ Versicherten bedeutend besser ist als die der lebenslänglich Versicherten.

So komme ich schliesslich auf den dritten Punkt, nämlich den Einfluss, den die Besserung der allgemeinen Bevölkerungssterblichkeit auf die Sterblichkeit unter den Versicherten gehabt hat. In diesem Punkt ist mein Referat am meisten angegriffen worden.

Diese Frage ist aber nur im Zusammenhang mit der zweiten Frage, dem Verhältnis der gemischten Versicherungen zu den reinen Todesfallversicherungen, zu untersuchen.

Die Herren die sich mit dieser Frage beschäftigt haben, glauben die Wirkung der allgemeinen Besserung der Sterblichkeitsverhältnisse dadurch erfassen zu können, dass sie nach Ausscheiden der Selektionsjahre (einmal 10, einmal 5), auch noch zwischen den gemischten Versicherungen und den reinen Todesfallversicherungen eine Trennung vornehmen und nunmehr die Untersuchungen auf die reinen Todesfallversicherungen beschränken. Aber in dem Referate der Herren Dr. GOLDZIER und Dr. SÓS wird schon darauf hingewiesen, dass das ungünstige Ergebnis, zu dem man bei diesem Verfahren kommt, nicht zuverlässig ist, weil in diesem Falle das alte und das neue Untersuchungsmaterial nicht homogen sind. Die Autoren sagen diesbezüglich: »Viele Versicherte, die heute gewiss eine gemischte Versicherung abschliessen würden, haben im alten Bestand eine reine Todesfallversicherung abgeschlossen und dadurch eine Besserung der Sterblichkeit verursacht, welche im neuen Bestand wegfällt." Dann hat also die Besserung der allgemeinen Sterblichkeit doch mitgewirkt. Man darf doch nicht sagen, dass die gemischte Versicherung an sich lebensverlängend wirkt. Sie stellt — wie von allen Seiten betont worden ist — nur eine Art Selbstauslese dar. Man könnte auch noch anführen — wie ich auch in meinem Referate angeführt habe —, dass durch die kolossale Ausbreitung des Versicherungsgedankens die besseren Risiken sich im Verhältnis zu den ungünstigen Risiken bedeutend vermehrt haben, und dass diese besseren Risiken meistens gerade durch die gemischte Versicherung angezogen worden sind.

Meine Herren, die Wirkungen dieser beiden Einflüsse zu zerlegen, wird vorläufig mit keinerlei statistischem Material möglich sein. Der jetzige Bestand an reinen Todesfallversicherungen ist

mit dem früheren Bestand an reinen Todesfallversicherungen *nicht vergleichbar*, eben weil es früher nur *reine* Todesfallversicherungen gab und das Verhältnis der Versicherungsarten sich erst allmählich verschoben hat. Wenn erst einmal dies Verhältnis ein konstantes geworden sein wird, kann man hoffen, dadurch Klarheit zu gewinnen, dass man jede Versicherungsart für sich durch verschiedene Zeiten hindurch beobachtet.

Ich möchte schliesslich noch einige Minuten bei dem Referate des Herrn Prof. FLORSCHÜTZ verweilen. Dieser hat eine jede Zugangsgruppe in Beobachtungsperioden zerlegt und glaubt konstatiert zu haben, dass eine Besserung der Sterblichkeit unter den Versicherten infolge der verbesserten allgemeinen Bevölkerungsterblichkeit nicht eingetreten ist. Erstens gilt gegen dieses Verfahren das schon oben genannte Bedenken, nämlich dass Prof. FLORSCHÜTZ seine Untersuchungen auf die reinen Todesfallversicherungen beschränkt. Aber auch sonst scheinen seine Zahlenreihen mir deshalb nicht zuverlässig zu sein, weil er nur für die ersten fünf Versicherungsjahre eine Wirkung der Selektion annimmt — während man doch nicht annehmen kann, dass die Selektion nur während der ersten fünf Jahre wirksam ist — und weil die Altersgruppen mir viel zu gross scheinen. Infolgedessen müssen in den späteren Beobachtungszeiten die hohen Alter notwendig überwiegen, und da diese hohen Alter kaum eine Besserung, eher vielleicht eine Verschlechterung erfahren haben, werden sie natürlich auf die ganze Beobachtungsperiode einen ungünstigen Einfluss haben.

Man wird hier erst zur Klarheit kommen können, wenn man über genügend Material verfügt, um eine Trennung nach Versicherungsjahren und nach möglichst kleinen Altersgruppen vornehmen zu können. Solange dies nicht der Fall ist, dürfte es gerechtfertigt sein, anzunehmen, dass zu der Besserung der Sterblichkeit unter den Versicherten drei Ursachen mitgewirkt haben, nämlich: die Besserung der ärztlichen Auslese, die Besserung der allgemeinen Bevölkerungsterblichkeit und die Änderung in der Zusammensetzung der Versicherungsarten. Wie stark jede dieser Ursachen mitgewirkt hat, lässt sich auf Grund des vorliegenden Materials nicht nachweisen.

M. KATZ constate que l'assemblée est unanime sur certains points: notamment quant à la diminution constante de la mortalité,

surtout pour les âges peu élevés. Mais il y a divergence d'opinions quant aux causes de cette diminution. On a signalé trois causes, savoir, la diminution de la mortalité générale, la sélection médicale et l'intervention de l'assurance mixte. Quant à la sélection médicale l'accord paraît presque parfait et il en est de même de l'assurance mixte. Cependant une distinction s'impose : dans le rapport de M. FLORSCHÜTZ l'assurance mixte se trouve mêlée à l'assurance-vie de sorte qu'il est difficile d'en tirer des conclusions. L'orateur est d'accord avec M. KARUP au point de vue des distinctions qu'on peut établir.

Une autre critique qu'a provoquée le rapport de M. KATZ, émane des personnes qui se servent des mêmes arguments pour apprécier l'influence de la mortalité générale et celle des assurances mixtes. Or, il faut séparer l'assurance mixte de l'assurance générale vie entière; sinon, le résultat serait faussé par des influences tout spéciales. L'orateur se réfère au rapport de M. GOLDZIEHER et SOS qui établit cette distinction. En ce qui concerne les combinaisons d'assurance mixte, il ne faut pas croire que ce sont des considérations d'hygiène qui viennent modifier la mortalité: ce sont des considérations de volonté humaine. La proposition d'introduire une complète incontestabilité dans les polices peut, elle aussi, créer un élément de perturbation. Autrefois les personnes qui s'assuraient étaient des individus qui en avaient absolument besoin et qui apportaient donc un risque grave, tandis que par le développement de l'assurance elle même des éléments de la population qui n'en ont pas un besoin immédiat, mais qui estiment en avoir un besoin ultérieur s'assurent par suite de la généralité de l'assurance. Si l'on veut étudier de près le problème de la mortalité, il faut tenir compte de cet élément, qui joue un rôle essentiel.

Dans le rapport de M. FLORSCHÜTZ les périodes s'appliquent à des nombres d'années beaucoup trop considérables. Il faut opérer sur des âges rapprochés les uns des autres et non pas sur des périodes qui, par suite de leur longue durée, associent des éléments disparates. Il est probable que les âges élevés jouent un rôle défavorable et il ne paraît pas étonnant qu'on leur attribue à raison de la méthode d'observation prestée une signification que peut-être ils n'ont pas. Il faut en outre ajouter les causes d'amélioration des risques par le développement de l'assurance même.

Mr. WILHELM KATZ, Leipzig, stated that the authors seemed

agreed that there had been an appreciable improvement in the mortality among assured lives to which the assured at younger ages had contributed more than those at older ages. Three causes had been given — (1) better selection (2) the change in the class of assurance from whole life to endowment assurance and (3) the improvement in the mortality amongst the general population. There seemed to be a general agreement so far as the first two causes were concerned, but it was with reference to the last point that Mr. KATZ thought his Paper had been most criticised. The opinion had been expressed that the improvement could be established by exclusion of the years during which selection was operative (once 10, once 5 years), also by differentiating between whole life and endowment assurances and confining the investigation to whole life assurances. It had already been pointed out by Drs. GOLDZIHNER and SOS that the 'unfavourable results arrived at were not reliable because the old and the new data would not be homogeneous. Many assured who now effected endowment assurances would formerly have effected whole life assurances, and thereby would have improved the mortality in earlier years of the century, which would in the experience of the latter part of the century have fallen away if the investigation were confined to whole life assurances only. One could also surmise that the immense extension of assurance had reduced the proportion of unfavourable risks to the total risks and that the favourable risks would have been attracted through the endowment assurances.

To estimate the working of these two forces is not possible by any statistical analysis. The present constitution of the Whole Life Assured Experience is not comparable with that of the earlier Whole Life Assured. Further, Mr. KATZ did not think Professor FLORSCHÜTZ' results reliable because he had assumed that selection only operated for 5 years and because he had made his age groups too large.

M. le Prof. MULLER prend la présidence.

Herr Dr. RAFFMANN (Budapest):

Hochansehnliche Versammlung! Infolge der vorgerückten Zeit will ich mich ganz kurz fassen und nur einige kurze Bemerkungen machen über den Parallelismus zwischen der allgemeinen Sterblich-



keit und der Sterblichkeit unter den Versicherten. Ich habe im Auftrage des königlichen statistischen Amtes 17 ungarische Sterblichkeitstabellen berechnet und bin dabei zu dem Ergebnis gelangt, dass dieser Parallelismus ein sehr auffallender ist. Die Unterschiede waren sehr gering; wenn ich mich mathematisch ausdrücken darf, möchte ich sagen: das absolute Glied war um etwa 2000 kleiner.

Angesichts dieser Tatsache erscheint es mir wünschenswert, dass die Versicherungsgesellschaften bei der Anfertigung ihrer Tarife auch die Bewegung der allgemeinen Sterblichkeit berücksichtigen. In dieser Hinsicht sind schon mehrere erfolgreiche Arbeiten vorgenommen worden. Die deutsche Regierung hat auf Verlangen der Versicherungsgesellschaften, namentlich in den Grossstädten, Untersuchungen nach der Sterblichkeit unter den Kindern vorgenommen, welche für die niedrigsten Alter monatlich, später vierteljährlich geordnet wurden; denn weil die Sterblichkeit unter den ganz jungen Kindern nicht nur monatlich, sondern sogar wöchentlich sich bedeutend ändert, hatte der Mangel an genügendem und geeignetem Material zu grosser Unsicherheit hinsichtlich dieser Frage Anlass gegeben.

Ich bin daher der Meinung, dass der Internationale Kongress für Versicherungswissenschaften seinem Wunsche Ausdruck geben muss, mit dem Internationalen Statistischen Institute zusammenzuwirken. Ich bin persönlich vom Präsidenten dieses Institutes beauftragt worden, hier mitzuteilen, dass der Vorstand gerne mit den Aktuaren gemeinschaftliche Probleme bearbeiten will. Ein derartiges Zusammenwirken würde sich um so leichter herbeiführen lassen, weil es mehrere Personen giebt, welche den beiden Körperschaften angehören.

Dass es wirklich viele Probleme giebt, welche das Arbeitsgebiet beider Körperschaften bestreifen, dazu brauche ich z. B. nur auf die sozialen Arbeiten der Herren VERRIJN STUART und BERTILLOT hinzuweisen. Auch die Ausführungen des Fräulein LIEFRINCK über den Einfluss der Wohnungsverhältnisse auf die Sterblichkeit bezogen sich auf ein solches gemeinschaftliches Problem. Und wenn hinsichtlich des von mir erwähnten Parallelismus zwischen der allgemeinen Sterblichkeit und der Sterblichkeit unter den Versicherten eingehende statistische Untersuchungen vorgenommen werden sollten, würden auch diese — das ist meine innige Ueberzeugung — für die Versicherungswissenschaft sehr wertvolle Ergebnisse aufweisen.



M. RAFFMANN constate qu'il existe un parallélisme entre la mortalité des assurés et la mortalité générale. Les 17 tables des mortalité que l'orateur a dressées pour l'office de statistique de Hongrie démontrent l'existence dans ce pays d'un parallélisme presque complet, ce que l'orateur formule en disant que le membre absolu était de 2000 plus petit. D'autre part, la statistique sur la mortalité des enfants dans les grandes villes que le gouvernement allemand a fait dresser pour les besoins des compagnies d'assurances, prouve que cette mortalité varie non seulement par année mais même par mois et par semaine. Il faudrait élucider cette question et le seul moyen de résoudre le problème se trouve dans une coopération du Comité Permanent des congrès d'actuaire avec l'Institut International de Statistique. L'orateur dit que le président de cet Institut l'a autorisé à déclarer au Congrès qu'un pareille collaboration lui sera très agréable. L'orateur cite les œuvres de MM. VERRIJN STUART et BERTILLON, ainsi que le discours de M<sup>re</sup> LIEFRINCK-TEUPKEN sur l'influence des conditions sociales et des lieux sur la mortalité, pour démontrer que certains problèmes intéressent les deux collectivités. Il estime que les compagnies d'assurances tireraient grand profit des recherches mutuelles sur le parallélisme entre la mortalité générale et celle des assurés et il propose que le bureau du Congrès s'entende avec le bureau de l'Institut International de Statistique pour déterminer la nature de ce parallélisme. *(Applaudissements).*

Dr. RAFFMANN, Budapest, was of an opinion that the parallelism between the general mortality and that amongst assured lives is very distinct. Therefore it seemed to him to be desirable that life assurance companies, in calculating their tariffs, should take in account the general mortality of the population.

As the mortality statistics in the various countries are far from being complete, the speaker urged the necessity of coöperation of the International Congress of Actuaries with the International Institute for Statistics, which coöperation would lead to very good results in many intricate problems.

M. le Prof. MAURICE BELLOM (Paris): Messieurs! Je viens appuyer très chaudement la proposition de M. RAFFMANN relative à la comparaison de la mortalité de la population en général et de celle des assurés en particulier. L'Institut International de Statistique

comprend un certain nombre des membres des congrès internationaux d'actuaire et j'ai pour ma part l'honneur d'en faire partie. La proposition qui vient d'être formulée est d'ailleurs conforme à un précédent. L'Institut International de Statistique accomplit actuellement une œuvre analogue en matière de la statistique internationale d'accidents de travail. Une commission mixte, composée de membres de l'Institut de Statistique et du comité permanent international des assurances sociales s'occupe depuis plusieurs années de la question. À la session de 1909, tenue à Paris, par l'Institut International de Statistique, le regretté M. CHEYSSON et M. FUSTER, secrétaire général du comité permanent international des assurances sociales, ont apporté le commencement des travaux de la commission mixte et dans quelques jours, à Zurich, où se réunit la conférence internationale des assurances sociales, M. FUSTER doit apporter la suite du même travail.

Je propose par conséquent que le vœu de M. RAFFMANN soit renvoyé au comité permanent international d'actuaire, pour qu'une entente intervienne avec l'Institut International de Statistique en vue de l'étude de la question posée.

In der deutschen Sprache fortsetzend sagt der Redner:

Meine Herren, ich habe mich erlaubt, den Antrag des Herrn RAFFMANN zu unterstützen, dass das permanente Komitee des internationalen Kongresses für Versicherungswissenschaft sich mit dem internationalen statistischen Institute — dessen Mitglied zu sein ich mich beehre — in Verbindung stellt, damit diese beiden Körperschaften die Untersuchung gemeinschaftlicher Probleme vornehmen. Ein solches Übereinkommen liesse sich sehr leicht verwirklichen, zumal ein ähnliches gemeinschaftliches Vorgehen — und zwar für Untersuchungen hinsichtlich der Unfallstatistik — schon im Zuge ist.

Das Permanente Komitee für Sozialversicherung hat in seiner in 1909 in Paris abgehaltenen Sitzung zu einer solchen gemeinschaftlichen Arbeit mit dem internationalen statistischen Institute beschlossen, und es ist zu diesem Zwecke eine gemischte Kommission von den beiden Vereinen gewählt worden, die dank der Mitwirkung der Herren FÜSTER und CHEYSSON — letzterer gehörte den beiden Körperschaften an — ihre Arbeit angefangen hat. In der nächsten Konferenz für Sozialversicherung in Zürich (10—11 September 1912) wird man die Arbeit fortsetzen.

Ein gemeinschaftliches Wirken, wie Herr RAFFMANN es wünscht, wird daher seitens des internationalen statistischen Institutes keine Schwierigkeiten hervorrufen. Ich möchte deshalb den Antrag des Herrn Vorredners mit Kraft unterstützen.

Mr. BELLOM wished to support Mr. RAFFMANN's proposition that the Permanent Committee of the International Assurance Congress should place itself into communication with the International Statistical Institute, so that the investigation of problems common to both might be conducted jointly.

Mr. DAVID CARMENT (Sydney):

*Mr. President and Gentlemen!*

Mr. BURN and Mr. SHARMAN, in the Paper presented by them have referred to the mortality experience of the Australian Mutual Provident Society during the period 1849 to 1903. This Company has also published its experience in the first 30 and the first 40 years of its existence.

With regard to the latest investigation, covering a period of 55 years, I am in a position to give some interesting data. It embraced a total of 302,746 lives, 2,606,905 years of life and 20,339 deaths.

Compared with the British Offices Tables the results were as follows.

*Whole life.*

Healthy Males (8,259 deaths)

Actual deaths 67.26 p.c. of H.<sup>M</sup>.

» » 73.91 - - O.<sup>M</sup>.

» » 77.09 - - British Offices Assurances Participating, "New" Ass.

*Endowment Assurances.*

Healthy Males (4,239 deaths)

Actual deaths 53.80 p.c. of H.<sup>M</sup>.

» » 87.89 - - British Offices, combined "Old" and "New" End. Ass.

*All females.*

All tables (1,026 deaths)

Actual deaths 46.72 p.c. of H.<sup>F</sup>.

» » 54.95 - - O.<sup>F</sup>. Whole-Life.

From these figures it would appear to be unjust to charge

females an extra rate of premium, as we used to do. They seem even better than male lives.

Taking the first 30 years experience of the Australian Mutual Provident Society and taking all lives and all tables (rated-up lives taken as equal to select lives of the rated-up age) the experience was only about 67 p.c. of the  $H^M$ , and the very latest investigation, taking the Whole-Life Assurances only, gives about the same result, viz. 67.26 p.c. of the  $H^M$  experience.

Now I wish to say some words on the difference between younger lives and older ones, a subject also treated in the above-mentioned Paper and referred to by some of the speakers to-day.

If we draw a line at age 60, we find that under that age the actual deaths were 63.62 p.c. of the expected by the  $H^M$  table, whereas at age 60 and upwards the actual deaths were 79.54 p.c. of the expected, apparently showing that the rates are not so favourable for the older lives as for those under 60.

If the line were drawn at 70 there would not have been enough experience after that age to found any conclusions upon.

From the successive investigations made on this subject it appears that notwithstanding the increase of the duration of the assurances the expectation of life has increased at almost every age. One speaker referred to the question of Reserves. Of course light mortality does not necessarily mean light reserves, but possibly the contrary; especially if the mortality be *very* light in the early years of life and not comparatively so light in later years.

The question has also been referred to whether the medical selection is now more stringent than it used to be. Possibly that may be so, but on the other hand there is now a tendency to greater leniency in imposing extras for sex, as well as for family history of gout, cancer, phthisis etc.

It has also been found that the mortality of annuitants was wonderfully light, and this class of business is therefore not too profitable. Some offices, as I think is referred to in one of the Papers, have recently taken to the practice of granting increased rates of annuity to lives which are supposed to be under average. This seems to me to be somewhat dangerous in view of the experience I have just referred to.

Herr CARMENT macht einige Bemerkungen über die Ergebnisse der Sterblichkeitsuntersuchungen, welche von der „Australian

Mutual Provident Society" vorgenommen worden sind. Die Untersuchungen erstreckten sich auf einen Zeitabschnitt von 55 Jahren. Das Material umfasste mehr als 300,000 Leben, 2,600,000 Lebensjahre und mehr als 20,000 Sterbefälle. Die Ergebnisse waren ungefähr folgende: Für die lebenslänglichen Todesfallversicherungen war bei Männern die Sterblichkeit circa 75 % der Sterblichkeit nach den neuen englischen Tafeln. Für die gemischten Versicherungen war die Sterblichkeit 54 % der  $H^M$ -Tafel-Sterblichkeit und 88 % der Sterblichkeit nach der gemischten alten und neuen Tafel der „British Offices“. Bemerkenswert sind auch die Sterblichkeitszahlen für die Versicherungen der Frauen in Australien. Die Sterblichkeit betrug nur 47 % der englischen  $H^F$ -Tafel und 55 % der  $O^F$ -Tafel. Aus diesen letzten Zahlen ergibt sich — sagt Herr CARMENT —, dass die frühere Praxis, für die Versicherung der Frauen einen Zuschlag auf die Prämie festzustellen, als unrichtig zu betrachten ist; die Sterblichkeit der Frauen scheint sogar noch besser zu sein als jene der Männer.

Die „Australian Mutual Provident Society" hat auch für ihre ersten 30 Geschäftsjahre besondere Sterblichkeitsuntersuchungen angestellt. Sie kam zu einer durchschnittlichen Sterblichkeit von 67 % der englischen  $H^M$ -Tafel.

Was den Unterschied in der Sterblichkeit für die jüngeren und die höheren Alter betrifft, so hat sich erwiesen, dass die Sterblichkeit für die Alter unter 60 Jahre 63 % der in der  $H^M$ -Tafel angenommenen, dagegen für die Alter von 60 Jahren und darüber 79 % der in der genannten Tafel angenommenen Sterblichkeit betrug.

Herr CARMENT untersucht ferner die Frage, ob die ärztliche Auslese strenger geworden ist. Er meint, dass dieses nicht so unbedingt behauptet werden kann. Die ärztlichen Untersuchungsmethoden haben sich allerdings verfeinert, aber andererseits werden die Gesellschaften doch liberaler in der Aufnahmep Praxis und insbesondere kommt man mehr und mehr davon ab, wegen ungünstiger Heredität, wegen gewisser überstandener Krankheiten u. dgl. spezielle Zuschläge einzuheben.

Herr CARMENT spricht schliesslich auch über die Sterblichkeit bei den Rentnern. Im Hinblick auf die ungünstigen Ergebnisse des Rentengeschäftes scheint es ihm nicht zweckmässig, — sowie dies in jüngster Zeit seitens einiger Gesellschaften praktiziert wird — dass man Rentnern, die vom ärztlichen Standpunkte aus als unternormal angesehen werden, erhöhte Rentensätze zugesteht.



M. CARMENT signale les expériences qui ont été effectuées en Australie sur les populations très considérables : elles sont relatives à l'assurance-vie, à l'assurance mixte et à l'influence de la sélection médicale sur l'assurance-vie entière. Les âges ont été étudiés jusqu'à 60 ans et il a été constaté que pour ces âges la mortalité est de 63 % de celle qui est accusée par la table H<sup>M</sup>, et qu'une mortalité plus considérable se manifeste à mesure que l'âge s'élève. Au-dessus de 70 ans le nombre des expériences n'est pas assez considérable pour fournir des résultats décisifs.

L'orateur estime qu'au point de vue médical il est impossible de formuler des conclusions précises. En effet les compagnies d'assurances deviennent de plus en plus libérales et acceptent des risques qu'autrefois elles auraient refusés : cette pratique neutralise l'amélioration de la sélection médicale.

La mortalité générale diminue en Australie comme dans les autres pays.

L'orateur espère que la concordance de tous ces résultats permettra finalement des conclusions générales et que l'unanimité des opinions fournira aux compagnies d'assurances de précieux éléments pour la pratique de leur exploitation.

*Le Président :*

*Messieurs !*

La liste des orateurs est épuisée et la discussion sur le quatrième thème peut être close. Je remercie les membres qui ont bien voulu y prendre part.

M. TOJA a exprimé le vœu que le prochain Congrès s'occupe du problème de la différence de mortalité entre les assurés et la population générale. Comme les comités d'organisation sont entièrement libres dans les problèmes à mettre en discussion, il n'y a pas lieu que le Congrès émet un vœu, mais je veux appuyer le vœu de M. TOJA.

M. RAFFMANN a exprimé un désir, celui de la coopération du congrès d'actuares avec l'Institut International de Statistique, en vue de recherches sur la mortalité. Ce vœu a été appuyé par M. BELLOM. Je propose de renvoyer les deux questions au Comité Permanent.

*(Applaudissements).*

*La séance est levée*

---



## CINQUIÈME SÉANCE.

**Le Samedi 7 Septembre 1912.**

La séance est ouverte à 9 h. 30 m. avant-midi.

---

Présidence de M. le prof. dr. MULLER et de M. POLL.

M. le prof. dr. MULLER: J'ouvre la séance et je donne la parole à M. LOEWENTHAL—OLZANY qui l'a demandée.

M. LOEWENTHAL—OLZANY (Vienne):

*Messieurs!*

Si je prends la liberté de demander à votre assemblée illustre de bien vouloir m'accorder quelques instants, je le fais en ma qualité de rédacteur en chef et d'éditeur de deux journaux d'assurances autrichiens: *Versicherungsfreund* ainsi que l'*Assekuranz und Finanz-Globus* — journaux bien en vue aussi à l'étranger. Je me suis empressé de ma part d'offrir la bien-venue au Congrès en publiant deux articles aux feuilles de mes journaux, et grâce à l'amabilité et la complaisance de Mr. le Dr. VAN SCHEVICHAVEN dont l'inépuisable activité sera appréciée d'une façon plus éloquente, j'étais en état d'y ajouter des photographies ravissantes d'Amsterdam, lesquelles — d'après l'on dit — ont trouvé l'approbation unanime ici et à l'étranger.

Messieurs! A travers tout le monde va un mouvement de s'organiser mutuellement sur une base internationale. C'est grâce à ces tendances — le monde assureur remercie les congrès internationaux d'assurances. Je me permets donc d'appeler l'attention du Congrès sur le défaut de collaboration entre les journaux d'assurances de divers pays représentés ici. C'est un fait pitoyable et à la fois tout à fait incompréhensible pour moi, car dans tous les pays nous poursuivons le même but: celui de servir

d'intermédiaire entre la pratique et la théorie d'assurances et de contribuer à la grandeur et au développement de l'institution de Prévoyance. —

C'est pourquoi je serais heureux si cette idée prit naissance du Septième Congrès International, si les directeurs des compagnies, ici présents, poussaient cette idée, de sorte que ce Congrès puisse devenir le berceau de la collaboration internationale du journalisme d'assurance. Les représentants de la presse, réunis ici, seront — j'en suis persuadé d'avance — d'accord avec moi.

En souhaitant à vos travaux le meilleur succès, je termine avec l'espoir que ce projet puisse trouver la sympathie de cette assemblée. Mais avant de finir, je ne saurais trouver que des termes de remerciement pour toutes les sortes de civilités et facilités accordées aux représentants de la presse étrangère!

The speaker, continuing in English, said:

*Gentlemen!*

I feel obliged to translate what I have said from French into English, as I am persuaded that the insurance-press of Great-Britain and America is the most important one of the world.

The following speakers will do honour to the committee and especially to the General Secretary of the Congress, whose indefatigable activity will be pointed out in more eloquent words than I am able to pronounce. I am going to submit you a proposal and I do so as the editor of the papers „Der Versicherungsfreund“ — copies of the latest issue of which have been presented to you — and „der Assecuranz- und Finanz-Globus“.

Gentlemen! The movement and the tendency towards organisation in every sphere increases from year to year, with the exception however of the insurance-press, the important service of which in the development of insurance you will not deny. It is quite incomprehensible to me why we, journalists of the insurance-press, should be without any organisation. I think it is a great pity that it is so, because we are working together in the service of the same great idea, we pursue together the same purpose, viz. to be the communicating medium between the theory and the practice of insurance matters, I am convinced therefore that the directors and managers here assembled will support my

idea and I am also persuaded that the representatives of the insurance press will thoroughly agree with me.

I finish, wishing the Seventh International Congress of Actuaries may promote the cause of the first international association of insurance-journalists.

*Le Président:*

*Messieurs!*

Je suis d'avis que cette proposition ne rentre pas tout à fait dans le cadre des travaux du Congrès d'Actuaires, mais j'espère que l'assemblée ne fera pas objection qu'elle sera remise au Comité Permanent.

*(Applaudissements.)*

Halten die deutschen Herren es für nötig, dass Herr LOEWENTHAL das von ihm gesagte auch ins Deutsche übersetzt? Dies ist nicht der Fall. Ich danke also Herrn LOEWENTHAL für seine Mitteilungen.

Ich bitte Herrn POLL das Presidium übernehmen zu wollen.

Herr Regierungsrat POLL (Budapest) übernimmt das Presidium und sagt:

*Meine Herren!*

Ich eröffne die Diskussion über das fünfte Thema: „Die Zuschlagsregelung der Prämien, Berechnung der Bruttoprämien“ und bitte Herrn Dr. MOLL den Generalbericht zu erstatten.

Herr Dr. MOLL (Haag):

*Sehr geehrte Herren!*

Das letzte Thema des wissenschaftlichen Programms, »die Berechnung der Bruttoprämien,« welches heute zur Diskussion kommen wird, stellt für die private Lebensversicherung eine Aufgabe höchsten Interesses dar. Denn die richtige Bemessung der Prämien ist die erste und hauptsächlichste Forderung für einen sichern und gewinnbringenden Lebensversicherungsbetrieb.

Merkwürdigerweise hat keiner der bisherigen Aktuaren-Kongresse sich mit dieser Aufgabe beschäftigt, und ist auch die Literatur, welche darüber existiert, eine ausserordentlich kleine. Desto erfreulicher ist es also, dass durch die sehr wichtigen Berichte,

welche auf diesem Kongresse eingelaufen sind, diese Literatur so sehr bereichert worden ist.

Es sind diese Berichte die folgenden:

einer aus Dänemark von Herrn Dr. VALENTINER;

» » Deutschland von Herrn Dr. HÖCKNER;

zwei » England, einer von Herrn ANDRAS und einer von Herrn BACON;

einer » Frankreich von Herrn FLEURY;

» » Holland von Herrn Dr. POORT;

zwei » Oesterreich, einer von Herrn Dr. GROSS und einer von den Herren ROSENSTEIN und BACHER;

einer » Schweden von Herrn BILLING; und

» » den Vereinigten Staaten von Herrn HUNTER.

Ich werde diese 10 Berichte in alphabetischer Reihenfolge der Autoren kurz zusammenfassen und zum Schlusse einige Punkte zur allgemeinen Diskussion empfehlen welche mir dazu besonders geeignet erscheinen.

Weil die grosse Mehrheit der Berichte nur die lebenslängliche und die gemischte Versicherung behandelt, werde auch ich mich von vornherein auf die Bruttoprämienberechnung dieser beiden Hauptarten der Lebensversicherung beschränken, aber auch innerhalb dieser Grenzen wird es mir natürlich nicht möglich sein auf alle Anregungen der Herren Berichterstatte Rücksicht zu nehmen.

Herr ANDRAS fängt seinen Bericht an mit einer sehr interessanten historischen Uebersicht der in England üblichen Grundlagen und Methoden der Prämienberechnung seit 1762, und behandelt hernach die moderne Periode, welche an dem Zeitpunkt beginnt an welchem der eminente Aktuar Dr. SPRAGUE aus der H<sup>M</sup> experience die erste Selekttafel berechnete.

ANDRAS empfiehlt für die Prämienberechnung der lebenslänglichen und der gemischten Versicherung eine Formel welche der SPRAGUE'schen Formel ähnlich ist. Die Rechnungsgrundlagen ANDRAS' sind die O<sup>m</sup> Tafel (Offices Male Select Table) mit 3½ prozentigem Zinsfuss, und seine Formel enthält Zuschläge zwecks Deckung von:

*einmaligen Abschlusskosten* in Höhe von 2 % der Versicherungssumme,

*jährlichen Verwaltungskosten*: 1¼ %<sub>00</sub> der Versicherungssumme und 5 %<sub>0</sub> der Bruttoprämie,

*Bonus*, im Betrage einer jährlichen Kapitalserhöhung um 1 %.

Für die Versicherungen ohne Gewinnbeteiligung fällt der Bonuszuschlag weg, und ferner wird für die lebenslängliche Versicherung ohne Gewinn, der scharfen Konkurrenz wegen, der Verwaltungskostenzuschlag um  $2\frac{1}{2}$  % der Prämie verringert.

Auf Basis dieser Grundlagen findet ANDRAS Prämien, welche mit denjenigen der gegenwärtigen erstklassigen englischen Gesellschaften sehr gut übereinstimmen.

Nach den Untersuchungen Mr. RIETSCHELL's betragen jedoch in England die Abschlusskosten anstatt obiger 2 %, mehr als 4 % der Versicherungssumme, sind jedoch die laufenden Verwaltungskosten etwas geringer.

ANDRAS aber nimmt den Abschlusskosten gegenüber einen besondern Standpunkt ein. Er betrachtet 2 % als den höchsten Betrag welcher in die Formel aufgenommen werden darf, weil sonst der Vorschuss, welchen die Gesellschaft den neuen Versicherungen leistet, zu gross wäre.

Er will deshalb nur als Abschlusskosten betrachten die unmittelbar mit dem Abschluss verbundenen Kosten der Agentenprovision, der ärztlichen Untersuchung und der Polizenausstellung. Die allgemeinen Kosten der Propaganda für neue Versicherungen (Inspektorengelöhnen, Reklame u. s. w.) deckt er jedoch nicht durch den Abschlusskostenzuschlag; diese Kosten haben teilweise den Zweck die festen jährlichen Verwaltungskosten über einen grösseren Bestand zu verteilen und sind nach ANDRAS deshalb teils aus dem jährlichen Verwaltungskostenzuschlag und übrigens aus dem jährlichen Gewinn zu bestreiten.

Herr BACON behandelt die Prämienberechnung für die englische Volksversicherung, d.h. für Versicherungen unter 20 Pfund Sterling mit wöchentlicher Prämienzahlung.

Weil hier die ärztliche Untersuchung fehlt, ist zufolge der Autoselektion die Sterblichkeit in den ersten Versicherungsjahren bei vielen Gesellschaften etwas grösser als in den folgenden, aber doch schliessen sich die Erfahrungen der meisten Gesellschaften der English Life Table Nummer 6 gut an. Diese Tafel ist aus der Sterblichkeit der englischen Bevölkerung in den Jahren 1891—1900 hergeleitet und wird von Herrn BACON für die Prämienberechnung in Verbindung mit einem Zinsfuss von 3 % empfohlen.

Was die Kosten anbetrifft ist Herr BACON auf Grund eingehender Untersuchungen zu dem Schluss gekommen, dass die Prämien des

ersten und zweiten Jahres ganz für Risiko und Kosten verbraucht werden, und dass die Verwaltungskosten der folgenden Jahre auf 30% der Prämieinnahme anzusetzen sind.

Die auf diesen Grundlagen berechneten Tarife sind denjenigen der englischen Volksversicherungsgesellschaften ähnlich.

Herr BILLING setzt den Prämienberechnungsplan auseinander, den er und Herr FORSSMAN im Auftrage der Schwedischen Lebensversicherungsgesellschaften anfangs vorigen Jahres aufgestellt haben.

Als Abschlusskosten zieht er alle mit dem Abschluss verbundenen Kosten in Betracht, also alle Kosten der Akquisition und der Propaganda, einen angemessenen Teil der Besoldung der Direktion u. s. w. Um diese Kosten zu decken vermindert er den rechnungsmässigen Zinsfuss und erhöht er die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Sterbetafel während der ersten 15 Jahre nach Abschluss der Versicherung um einen festen Betrag. Und er wählt diese Zinserniedrigung bzw. Sterblichkeitserhöhung so hoch, dass der hierdurch erzielte Zins- und Sterblichkeitsgewinn für Versicherungen von 15-jähriger oder längerer Dauer einen Barwert von 4% der Versicherungssumme aufweist.

Für Versicherungen kürzerer Dauer stellt sich dieser Barwert, d. h. der Akquisitionswert der Versicherung, natürlich niedriger als 4 %.

Die jährlichen laufenden Verwaltungskosten zerlegt er in:

10. Unkosten für das Inkasso und die Verbuchung der Prämien,
20. Kosten der Verwaltung des Deckungskapitals,
30. übrigen laufenden Kosten.

Diese letzteren Kosten nimmt Herr BILLING als dem Risikobetrag (d. h. der Versicherungssumme abzüglich Deckungskapital) proportional an, und bestreitet diese Kosten, indem er die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Sterbetafel um diesen Proportionalitätsfaktor erhöht. Die Kosten der Kapitalsverwaltung deckt er durch eine entsprechende Erniedrigung des rechnungsmässigen Zinsfusses.

Die Prämien auf Grund dieser künstlich erhöhten Sterblichkeit und dieses künstlich erniedrigten Zinsfusses berechnet, enthalten also schon die Mittel zur Deckung aller Abschlusskosten und eines Teils der laufenden Kosten. Diese Prämien müssen des Inkassos wegen noch um einen bestimmten Prozentsatz erhöht werden, während die Prämienverbuchungskosten durch einen für jede Polize gleichen Zuschlag bestritten werden. Die Bruttoprämie wird also bei wachsender Versicherungssumme relativ billiger.



In Frankreich sind bekanntlich im Jahre 1905 seitens der Regierung Minimumtarife festgestellt worden.

Herr FLEURY teilt in seinem Berichte die Grundlagen dieser Tarife mit. Es sind diese für Kapitalversicherungen auf den Todesfall:

die A F Tafel (Table des assurés français) mit einem Zinsfuss von  $3\frac{1}{2}\%$ ,

und Zuschläge zur Deckung von:

1 % der Versicherungssumme als einmalige Abschlusskosten,

$3\frac{1}{2}\%$  der Versicherungssumme als jährliche Verwaltungskosten,

6 % jeder Bruttoprämie als Inkasso.

Diese Grundlagen sind hauptsächlich die nämlichen als diejenigen welche die französischen Gesellschaften auch schon vor der Feststellung der Minimumtarife für Versicherungen ohne Gewinnanteil anwandten. Der Unterschied besteht nur in dem Verwaltungskostenzuschlag, welcher bei den französischen Gesellschaften für gemischte Versicherungen, ebenso wie bei den Minimumtarife,  $3\frac{1}{2}\%$  der Versicherungssumme, aber für lebenslängliche Versicherungen, Ueberlebenskapitalien und temporäre Versicherungen bzw.  $4\%$ ,  $6\%$  und  $8\%$  beträgt, also desto höher ist je niedriger der Prämiensatz ist.

Die Abschlusskosten sind mit 1 % der Versicherungssumme zu niedrig angesetzt, das Inkasso im Gegenteil ist mit 6 % der Prämie zu hoch bemessen. Die französischen Aktuarien beabsichtigten auf diese Weise ein Provisionssystem einzuführen, welches Provisionsabgabe an die Versicherten unmöglich machen und die Agenten an der Erhaltung der Versicherungen interessieren sollte. Herr FLEURY kann leider den praktischen Erfolg dieses Versuches nicht bestätigen.

Die Prämien der Versicherungen mit Gewinnanteil sind um ein Neuntel höher als die obenerwähnten. Einige jüngere Gesellschaften jedoch schliessen Versicherungen mit Gewinnbeteiligung zu den Prämien des Minimumtarifes ab.

Die Volksversicherungstarife sind natürlich bedeutend höher.

Dr. GROSS aus Wien setzt im ersten Teile seines Berichtes voraus, dass die Sterbetafel, welche der Prämienberechnung zu Grunde gelegt wird, ebenso wie der rechnungsmässige Zinsfuss, sich den faktischen Verhältnissen möglichst genau anschliesst.

Als Kostensätze nimmt er an:

10. Abschlusskosten, ausschliesslich ärztlicher Kosten und Kosten der Polizenausstellung:  $35\%$  der Versicherungssumme;

20. Ärztliche Kosten und Kosten der Polizenausstellung:  $5\%$  der Versicherungssumme für die ersten 1000 Kronen und  $1\%$  für den übrigen Betrag;

30. Inkassoprovisionen, Inkassospesen, Steuern u. s. w.:  $3\%$  der Bruttoprämie;

40. Verwaltungskosten, insoweit sie nicht durch die Zuschläge für Zahlung der Prämien in Raten gedeckt sind:  $4\%$  der Versicherungssumme jährlich für die ersten 1000 Kronen und  $\frac{1}{2}\%$  jährlich für den übrigen Teil.

Die Zuschläge für Zahlung der Prämien in Raten stellt Dr. GROSS desto niedriger je nachdem die Versicherungssumme höher ist.

Die in dieser Weise berechneten Prämien sind Minimalprämien und werden noch mit einem bestimmten Prozentsatz für Gewinn und Sicherheit erhöht.

Der zweite Teil des Berichtes behandelt die Prämien-berechnung auf Basis eines variablen, sinkenden Zinsfusses und enthält Formeln, welche eine solche Berechnung ermöglichen.

Dr. HÖCKNER setzt voraus, die Berechnung der Tarife sei soweit fortgeschritten, dass die unter normalen Geschäftsverhältnissen gerade ausreichenden Minimalprämien bereits vorhanden sind.

Diese nur gerade ausreichenden Prämien sind berechnet auf Basis einer aus den neuesten Erfahrungen hergeleiteten doppelt abgestuften Sterbetafel, auf Basis eines Zinsfusses, welcher nicht absichtlich niedriger angenommen ist als der tatsächlich zu erwartende Zinsfuss und auf Basis von Verwaltungskostensätzen, welche dem tatsächlichen Bedarf entsprechen.

Dr. HÖCKNER stellt sich nun die Frage: mit welchen Sicherheitszuschlägen sind diese nur gerade ausreichenden Prämien zu erhöhen um sicheren Schutz gegen unerwartete ungünstige Abweichungen der Sterblichkeit, des Zinsfusses und der laufenden Verwaltungskosten zu bieten?

Den *zufälligen* Schwankungen dieser Grundlagen will Dr. HÖCKNER begegnen durch das Gründungs-, Garantie-, Sicherheits-, oder Risikoausgleichsfonds, sodass die Sicherheitszuschläge nur die *dauernden* Abweichungen zu decken brauchen.

Der maximale Betrag um welchen die Sterbenswahrscheinlichkeit

$q_x$  überhaupt zunehmen kann ist offenbar  $1-q_x$ ; aus diesem Grunde nimmt H. als extreme Zunahme an  $z(1-q_x)$ , worin  $z$  einen gewissen Sicherheitskoeffizient bedeutet; ebenso setzt H. die extreme Verminderung des Zinsfusses  $i$  gleich  $\lambda(1+i)$ , worin  $\lambda$  einen zweiten Sicherheitskoeffizient darstellt.

Setzt man diesen beiden Koeffizienten  $z$  und  $\lambda$  einander gleich, so gewinnt man überraschende Rechenvorteile, denn der Wert der lebenslänglichen und der temporären Leibrente bleibt alsdann völlig unverändert. Und hieraus geht hervor:

1<sup>o</sup>. dass auch das Deckungskapital der lebenslänglichen und der gemischten Versicherungen unverändert bleibt;

2<sup>o</sup>. dass die Nettoprämien dieser Versicherungsformen alle um einen festen Betrag erhöht werden, welcher dem Sicherheitskoeffizienten  $z$  nahezu gleichkommt.

Hieraus folgt unmittelbar der ausserordentlich merkwürdige Satz:

Gibt man den gerade ausreichenden Prämien der lebenslänglichen und gemischten Versicherung einen gleichen festen Sicherheitszuschlag  $\Delta$ , so gewährt dieser Zuschlag zu gleicher Zeit sichern Schutz gegen eine dauernde Verminderung des Zinsfusses um etwa  $\Delta$ , und gegen eine dauernde Erhöhung aller Sterbenswahrscheinlichkeiten ebenfalls um etwa  $\Delta$ .

Ich sage „etwa  $\Delta$ “; die genauen Beträge findet man im Hauptsatz 2 des Berichtes; während nach Hauptsatz 3 ausserdem einer dauernden Erhöhung der laufenden Verwaltungskosten mit diesem selben Zuschlag begegnet werden kann.

Es ist also nach den Untersuchungen HÖCKNER's möglich die Prämien und das Deckungskapital auf Basis der wahrscheinlichsten Annahmen über Sterblichkeit, Zinsfuss und Verwaltungskosten zu berechnen, und dennoch mit Sicherheitszuschlägen der einfachsten Art (nämlich der Versicherungssumme proportional) genau dieselbe Sicherheit zu erreichen, als mit einer möglichst vorsichtigen Wahl der Rechnungsgrundlagen zu erreichen ist.

Und hieraus concludirt HÖCKNER:

1<sup>o</sup>. Es kann aus Sicherheitsgründen niemals geboten sein mit andern als den meist wahrscheinlichen Annahmen über die zukünftigen Sterblichkeits-, Zins- und Kostenverhältnisse zu rechnen;

2<sup>o</sup>. Sobald bleibende ungünstige Aenderungen der Sterblichkeits-, Zins- und Kostenverhältnisse eintreten und solange keine dieser Aenderungen grösser ist als diejenige wogegen der Sicherheitszuschlag Schutz leistet, kann Aenderung der Rechnungsgrundlagen

vorgenommen werden ohne Vergrößerung des Deckungskapitals und mit rückwirkender Kraft.

Das amerikanische System der Prämienberechnung, welches Herr HUNTER uns auseinandersetzt, ist ein durchaus einfaches. Zu der Nettoprämie auf Basis der American Table of Mortality mit  $3\frac{1}{2}$ -prozentigem Zinsfusse wird als Zuschlag ein bestimmter Prozentsatz dieser Nettoprämie gelegt und ausserdem ein gleicher Prozentsatz der Jahresprämie der lebenslänglichen Versicherung.

Dieser Prozentsatz schwankt bei den verschiedenen amerikanischen Gesellschaften für Versicherungen ohne Gewinnbeteiligung zwischen 5 und  $7\frac{1}{2}$  % und für Versicherungen mit Gewinnanteil zwischen  $12\frac{1}{2}$  und 17 %.

Herr HUNTER wünscht nachzuweisen, dass diese Methode, so empirisch sie auch sein mag, sowohl hinreichende Prämien liefert als den Versicherten volle Gerechtigkeit angedeihen lässt.

Zu diesem Zwecke berechnet er Bruttoprämien auf Grund einer neuen amerikanischen Selekttafel mit Zinsfuss 4 und  $4\frac{1}{2}$  % und mit Kosten- und Dividendenzuschlägen, welche sich den amerikanischen Verhältnissen anschliessen.

Die Agentenprovision ist in Amerika derartig bemessen, dass sie durch die Sterblichkeitsgewinne infolge der ärztlichen Selektion während der ersten fünf Versicherungsjahre gedeckt wird; man kann deshalb zwei Methoden der Prämienberechnung befolgen, entweder auf Grund einer Selekttafel, und dabei die Agentenprovision in Betracht ziehen, oder auf Grund einer Ultimate Table ohne Agentenprovision.

Alle übrigen einmaligen Kosten werden von Herrn HUNTER nicht als solche in die Rechnung einbezogen.

Die auf diesen Grundlagen gefundenen Prämien stimmen mit den nach der amerikanischen empirischen Methode berechneten Prämien überraschend überein.

Dr. POORT aus Holland setzt die Methode auseinander, welche er für die Berechnung der Tarife einer Gegenseitigkeitsgesellschaft angewandt hat.

Die Grundlagen für Sterblichkeit, Zins und Kosten wählt er so, dass sie mit absoluter oder wenigstens mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit eine entsprechende Sicherheitsmargina darbieten.

Weil die Sterblichkeit im Abnehmen begriffen ist, kann die

Gesellschaft für Versicherungen auf den Todesfall eine Sterbetafel aus ihren früheren Erfahrungen hergeleitet anwenden; weil jedoch der Zinnsfuss unter sozial normalen Verhältnissen eine gewisse abnehmende Tendenz aufweist, ist der rechnungsmässige Zinssfuss etwas niedriger anzusetzen als für die nächste Zeit den zu erwartenden effektiven Kapitalerträgen entspricht.

Als Abschlusskosten welche durch die Zuschläge zu decken sind betrachtet Dr. POORT nicht nur die Agentenprovision und Kosten der ärztlichen Untersuchung, sondern auch alle Kosten der Propaganda für neue Versicherungen.

Die laufenden Verwaltungskosten nimmt er theils als der Versicherungssumme und theils als der Bruttoprämie proportional an, und er empfiehlt diese Prozentsätze etwas höher zu stellen als diejenigen, welche sich aus der Erfahrung ergeben, weil diese Sätze sich allmählig erhöhen.

Nach diesen Prinzipien hat er für die lebenslängliche Versicherung mit lebenslänglicher Prämienzahlung konkurrenzfähige Prämien bekommen. Die Prämien der gemischten Versicherung und der lebenslänglichen Versicherung mit temporärer Prämienzahlung waren aber zu hoch.

Dr. POORT hat jedoch keine Bedenken, die Prämien dieser Versicherungsarten auf das Niveau der Konkurrenz zu erniedrigen, weil sowohl Sterblichkeit, wie Zins und Zuschläge bei diesen Versicherungen grössere Gewinne veranlassen als bei lebenslänglichen Versicherungen mit lebenslänglicher Prämienzahlung.

Die Herren ROSENSTEIN und BACHER aus Wien suchen Beantwortung der Frage: mit welchem festen Prozentsatz ist für einen ganzen Tarif oder für einen Teil eines Tarifes die Nettoprämie zu erhöhen um mit diesem einzigen Zuschlag alle Unkosten und ausserdem die Dividendenansprüche der Versicherten und die verlangten Gewinne des Versicherers decken zu können?

Sie entwickeln Formeln, welche es ermöglichen auf Grund erfahrungsmässig abgeschätzter Durchschnittswerte diesen uniformen Prozentsatz zu bestimmen, sowohl im Falle einer gleichbleibenden Prämienzahlung wie bei garantiertem Sinken der Bruttoprämie.

Als Abschlusskosten betrachten sie nur die Anwerbeprovision und die ärztlichen Kosten.

Mit grosser Genauigkeit werden die Zuschläge für Ratenzahlung der Prämien in eine Zinsenquote und eine Unkostenquote geteilt;



und diese Unkostenquote wird bei der Deckung der laufenden Verwaltungskosten mit in die Rechnung einbezogen.

Die Besprechung des zweiten Teils des Berichtes, der die Bestimmung des Rückkaufs- und des Reduktionswerts behandelt, und ebenso des dritten Teils, der sich mit die Frage der höchstzulässigen Produktion neuer Versicherungen befasst, muss ich, so sehr interessant sie auch sind, ablehnen, weil sie ausserhalb des Rahmens unseres Themas fallen.

Dr. VALENTINER aus Kopenhagen empfiehlt, die Sicherheit der Prämien in die Wahl der Sterbetafel und des Zinsfusses zu verlegen. Weil die Sterblichkeit mit der Zeit stets abgenommen hat, genügt es die Sterblichkeitserfahrungen der schon vergangenen Zeit zu benutzen um eine ausreichende Sicherheit zu gewinnen. Da aber der Zinsfuss oscillirt, muss man den Zinsfuss, den man wirklich erhalten kann, um ein halbes Prozent (oder etwas mehr) erniedrigen.

Die Unkosten dagegen sind so genau wie möglich durch die Zuschläge zu decken.

Als Abschlusskosten werden von Dr. VALENTINER in die Prämienberechnung einbezogen alle Kosten im weitesten Sinne die mit der Akquisition und Propaganda verbunden sind, und diese totalen Anwerbekosten setzt er für alle Versicherungen mit demselben Prozentsatz der Versicherungssumme an.

Die laufenden Verwaltungskosten bestreitet er mit einem für alle Versicherungen gleichen Prozentsatz der Nettoprämien.

Dr. VALENTINER berechnet Prämien mit Recht auf Gewinnbeteiligung, geht aber von dem Grundprinzip aus, dass diese Prämien nicht höher zu bemessen sind als es die Sicherheit der Gesellschaft fordert.

Wenn also die Sterbetafel und der Zinsfuss mit genügender Vorsicht gewählt sind, soll kein Zuschlag zwecks Auszahlung hoher Dividenden angebracht werden.

Die Versicherten sollen bedenken, dass das Geld, welches sie als »Bonus« oder »Dividende« erhalten, grösstenteils ihr eigenes zu viel einbezahltes Geld ist, welches ihnen zurückgegeben wird.

Und hiermit glaube ich das Hauptsächlichste der verschiedenen Berichte vorgebracht zu haben. Zum Schlusse möchte ich mir noch erlauben aus den Berichten drei Punkte hervorzuheben, welche mir zur allgemeinen Diskussion besonders geeignet erscheinen.



1<sup>o</sup>. Nach Herrn ANDRAS brauchen die allgemeinen Kosten der Propaganda für neue Versicherungen, welche den grössten Teil der Abschlusskosten repräsentieren, nicht vollständig in den Zuschlägen ihre Deckung zu finden, sondern müssen sie teilweise als abnormale Kosten betrachtet und deshalb für diesen Teil aus dem laufenden Gewinn bestritten werden.

Auch die Herren HUNTER, FLEURY und ROSENSTEIN-BACHER schliessen einen Teil der Anwerbekosten aus ihren Formeln aus.

Die übrigen Herren Berichtersteller ziehen alle Anwerbekosten bei der Prämienberechnung in Betracht.

Welche sind die Vor- und Nachteile beider Systeme?

2<sup>o</sup>. Nach Dr. HÖCKNER und auch nach Dr. GROSS sollen Sterbetafel, Zinssuss und Kostensätze, welche als Basis der Prämienberechnung dienen, sich möglichst genau den erwartungsmässigen künftigen Verhältnissen anschliessen, so dass diese Grundlagen ebensogut zu Gewinnen als zu Verluste Veranlassung geben können. Eventuelle ungünstige Abweichungen werden durch die Sicherheitszuschläge gedeckt.

Andere Herren jedoch empfehlen die Sicherheit der Prämien in die Wahl der Sterbetafel und des Zinssusses zu verlegen. Welches System verdient den Vorzug?

3<sup>o</sup>. Bei der Versicherung ohne Gewinnbeteiligung sind die Prämien niedriger bemessen als bei der Versicherung mit Gewinn und enthalten also geringeren Schutz gegen ungünstige Aenderungen der bei der Prämienberechnung angenommenen Sätze der Sterblichkeit, des Zinssusses und der laufenden Verwaltungskosten.

Weil nun in vielen Ländern die Versicherung ohne Gewinn immer mehr auf den Vordergrund tritt, ist es eine Frage höchsten Interesses, auf welche Weise eine Versicherungsgesellschaft sich bei diesen Versicherungen gegen dauernde ungünstige Abweichungen zu decken hat.

Meiner Meinung nach ist das Aktien- oder Gründungskapital zu betrachten als eine Extra-garantie, welche erst in allerletzter Stelle in Anspruch zu nehmen ist, und ist man verpflichtet bei der Versicherung ohne Gewinn die Sicherheit in das Deckungskapital zu verlegen.

Wird das Deckungskapital berechnet nach dem Prinzip, dass es zusammen mit den künftigen Bruttoprämien alle Versicherungsleistungen und Kosten decken soll, auch dann wenn Sterblichkeit, Zins- und Verwaltungskosten sich in ungünstigem Sinne ändern

sollten, so steht, meine ich, auch die Versicherung ohne Gewinnbeteiligung auf praktisch absolut sicherer Basis.

Das dies hohe Deckungskapital nur gebildet werden kann, wenn die Gesellschaft den neuen Versicherungen Vorschuss leistet, ist selbstverständlich.

Meine Herren, ich erlaube mir diese drei Fragen:

- 1°. die Deckung der Abschlusskosten,
- 2°. die Wahl der Sterbetafel und des Zinsfusses, und
- 3°. die Sicherstellung des Betreibes bei der Versicherung ohne Gewinnbeteiligung, Ihnen zur Diskussion zu empfehlen.

M. le DR. MOLL déclare que si la question à l'ordre du jour n'a jamais été traitée aux congrès actuariels, elle n'en est pas moins d'une grande importance. La bibliographie actuarielle est très pauvre sur cette question, et l'orateur se félicite que le Congrès ait donné lieu à la production d'un aussi grand nombre de rapports. Ces dix rapports, M. MOLL les classifie par ordre alphabétique et il les analyse comme suit.

M. ANDRAS commence son rapport par un historique très détaillé et après cette introduction il se livre aux considérations suivantes: La réduction des primes nettes permettrait, si l'on considère comme invariables les autres facteurs, une réduction des primes brutes lors de la création de nouveaux tarifs. Mais, si l'on tient compte de la réalité et des taux de l'intérêt futurs il semble juste et utile de conserver pour les assurances avec participation les tarifs actuels en tenant compte de la situation des institutions d'assurances. Le rapporteur indique pour le calcul des primes une modification de la formule de SPRAGNE. Selon les recherches de M. RIETSCHELL les frais d'acquisition en Angleterre reviennent à 4%, au lieu des 2% que donne la formule précédente. Il importe de veiller à la couverture de ces frais en tant qu'il s'agit de frais directs tels que les commissions des agents, les frais médicaux, etc. . . Un grand nombre de compagnies ont réduit leurs primes d'assurance vie entière. L'auteur du rapport donne une formule de calcul des primes pour assurances mixtes.

M. BACON se propose dans son rapport de discuter les divers éléments du calcul des primes brutes populaires en Grande-Bretagne. Il s'agit de déterminer la base d'une formule pour le calcul des primes commerciales en les comparant avec la moyenne des primes brutes en vigueur. Or, les taux de mortalité qui sont observés dans

les diverses catégories des assurances populaires présentent des divergences analogues avec celles qui apparaissent dans les assurances ordinaires. Toutefois cet élément ne devait pas être pris en considération pour le calcul des primes commerciales qui, dans des circonstances ordinaires, est basé sur un taux d'intérêt de 3 %. Il faut en outre supposer que les primes des deux premières années sont complètement absorbées par les risques en cours de que les frais d'administration des années ultérieures doivent être évalués à 30 % des primes. L'auteur donne un recueil des divers tarifs du assurances populaires anglaises qui sont basés sur cette formule.

M. BILLING établit que les frais d'administration se divisent en quatre groupes, dont le total se trouve en relation directe avec les primes encaissées. Puis l'auteur développe l'idée que l'on pourrait calculer les primes commerciales comme on calcule les primes pures, en majorant les primes pures selon une méthode dont il expose les éléments.

M. FLEURY, après avoir développé des considérations au point de vue historique, expose que le système de chargement porte en France l'estampille officielle, par suite du tarif minimum adopté par le gouvernement. Les compagnies doivent appliquer un taux d'intérêt de  $3\frac{1}{2}$  %, et ajouter 1 % du capital assuré pour frais d'acquisition,  $3\frac{1}{2}$  % pour frais d'administration, 6 % des primes brutes pour frais d'encaissement. Parmi les compagnies qui sont fondées depuis 1894 les unes pratiquent les assurances ordinaires sur ce tarif officiel, tandis que les assurances populaires doivent appliquer un chargement plus élevé à cause des frais d'encaissement. Le rapporteur expose que, dans la pratique, il est très prémature de tirer des conclusions avant de savoir comment la question est résolue dans d'autres pays. Mais il tient à signaler que la question est d'autant plus importante que le degré d'exactitude des tables de mortalité doit intervenir et qu'il ne faut jamais oublier que l'on doit tenir compte des dépenses maxima qu'une entreprise peut supporter.

M. GROSS de Vienne cherche à déterminer les primes commerciales en relation avec les bénéfices probables. Pour les compagnies autrichiennes il trouve les valeurs moyennes suivantes : premiers frais 35 ‰ du capital assuré ; frais d'encaissement 3 % des primes ; frais d'administration 4 ‰ par an pour les 1000 premières cour. et  $\frac{1}{2}$  ‰ par an pour le reste. En prenant ces chiffres pour

base, l'auteur dresse des tableaux afin de montrer pour les combinaisons les plus fréquentes les modifications dont elles sont susceptibles. Il établit lui-même des formules pour les calculs à base d'un taux d'intérêt décroissant.

M. HÖCKNER établit une formule pour montrer comment d'après lui on doit déterminer les chargements. Il demande que ces chargements soient suffisants pour couvrir à la fois pour chaque genre de contrat et pour chaque assurance individuelle les fluctuations des éléments de calcul, une augmentation des taux de mortalité, une diminution des taux de l'intérêt et une augmentation constante des frais de production. Il détermine les chargements sans d'autres bases que les hypothèses les plus naturelles pour la mortalité, les intérêts et les frais et il arrive à la conclusion suivante: il est possible par un chargement qui est proportionné au capital assuré payable au décès et qui est fixe pour toutes les compagnies d'assurances, tous les âges d'entrée, toutes les années de contrat, — il est possible par ce chargement de faire face largement aux exigences de sécurité de la pratique. Par conséquent il ne faut pas prendre pour base de calcul une ancienne table de mortalité, un taux d'intérêt trop faible et des frais de gestion insuffisants. Il existe toutefois un défaut de concordance entre réalité et méthodes de calcul, il convient d'y remédier par un système rigoureux de répartition des bénéfices.

M. HUNTER indique le système de chargement appliqué en Amérique. Le chargement en usage pour le calcul des primes commerciales en Amérique consiste en un certain pourcentage de la prime nette tarifiée. Ce pourcentage dans la pratique des différentes compagnies varie de 5 à  $7\frac{1}{2}$  % pour les affaires sans participation et de  $12\frac{1}{2}$  à 17 % pour les affaires avec participation. Les primes nettes sont calculées d'après la table américaine de mortalité et un taux d'intérêt de  $3\frac{1}{2}$  %. La conclusion du rapport de M. HUNTER est, que le chargement perçu dans les premières années de contrat ne suffit pas pour faire face aux frais de production, si bien qu'il faut recourir aux primes nettes pour compenser ces frais. Il importe donc d'établir par des calculs aussi exacts que possible les primes brutes pour chaque âge et de déterminer les primes nettes d'après une nouvelle table (select table).

M. POORT de Leeuwarden commence par une bibliographie et une discussion brève de quelques travaux. Il fait observer que les

frais se divisent en deux catégories, les frais d'acquisition et les autres frais. Les premiers frais sont le plus souvent exprimés par un certain pourcentage. Les frais courants sont divisés en frais fixes et en frais déterminés sur une autre base. Il propose de déterminer les frais de cette dernière catégorie à l'aide d'un chiffre constant par unité du capital.

MM. ROSENSTEIN & BACHER exposent d'abord que la question du chargement des primes est presque aussi importante que le choix des bases de calcul pour les primes nettes, les tables de mortalité et les taux d'intérêt. On peut facilement déterminer les chargements minima qui sont indispensables pour couvrir les frais d'administration des compagnies en renonçant à tout bénéfice. Pour les assurances à primes décroissantes les chargements doivent diminuer chaque année. Enfin les auteurs recherchent le moyen de déterminer l'extension qu'une compagnie peut donner à sa production si elle veut réaliser les mêmes bénéfices que les années précédentes. Un second calcul a pour but de déterminer les limites maxima de la nouvelle production en admettant qu'on se propose d'employer l'excédent des frais d'administration à la couverture des frais de nouvelles affaires.

M. VALENTINER de Copenhague limite ses observations à l'assurance-vie et à l'assurance mixte. Les primes commerciales sont appelées à couvrir toutes les charges qui comprennent sept éléments: le capital assuré, la valeur de rachat en cas de résiliation du contrat, les frais d'administration, les frais d'acquisition, les suppléments ajoutés à titre de garantie, enfin les bénéfices des assurés et les intérêts des actionnaires. Il part de ce principe qu'il convient de rendre les primes commerciales aussi modiques que possible sans porter préjudice à la solidité et à la distribution d'un dividende. Il cherche à répartir les chargements sur toutes les primes pures par une majoration proportionnelle. Après avoir analysé les divers rapports, M. le rapporteur général en dégage trois points essentiels qu'il soumet à la discussion.

1. Il rappelle que d'après M. ANDRAS il n'est pas nécessaire que les frais généraux de propagande pour nouvelles assurances soient entièrement couverts dans les chargements, mais qu'ils peuvent en partie être regardés comme des dépenses anormales et être couverts par les bénéfices courants. De même MM. HUNTER, FLEURY et ROSENSTEIN ont exclu dans leur formules une partie des frais d'acquisition. Les autres rapporteurs font intervenir



l'intégralité des frais d'acquisition. Telle est la première question que pose le rapporteur: il demande les avantages et les désavantages des deux systèmes.

2. La seconde question se dégage du rapport de M. HUNTER. Les tables de mortalité, le taux d'intérêt et le taux de frais qui servent de base au calcul des primes doivent se rattacher aussi étroitement que possible aux conditions de l'avenir, de manière à déterminer des gains ou des pertes. D'autres auteurs recommandent de chercher la sécurité des primes dans le choix des tables de mortalité et du taux de l'intérêt. Quel est le meilleur système?

3. Voici enfin la troisième question. Dans l'assurance sans participation aux bénéfices les primes sont moins élevées que dans les assurances avec participation, de sorte qu'elles trouvent une moindre protection contre des modifications différentes des taux admis lors du calcul des primes; comme d'ailleurs dans beaucoup de pays l'assurance sans participation occupe la première place, c'est une question de haut intérêt de savoir comment une compagnie d'assurance doit se garantir contre des écarts défavorables d'un caractère permanent. De l'avis de M. MOLL le capital des actions doit être regardé comme une garantie extra-ordinaire qui doit intervenir tout à fait en dernier lieu. Il faut par l'assurance sans participation placer la sécurité dans les réserves. Si les réserves sont calculées d'après ce principe, elles doivent couvrir toutes les dépenses même en cas de changement défavorable de la mortalité, de l'intérêt et des frais d'administration. Dans cette hypothèse M. MOLL estime que l'assurance sans participation aux bénéfices repose sur une base absolument sûre au point de vue pratique. Il va d'ailleurs sans dire que ces fortes réserves ne peuvent être formées que si les compagnies font des avances sur les nouvelles affaires.

M. MOLL termine en demandant au Congrès de vouloir bien discuter ces trois questions.

Dr. MOLL, the Hague, gave a summary of the various Papers dealing with the Calculation of Premium Loadings. In conclusion he pointed out that

(1) According to Mr. ANDRAS the general costs of propaganda for new business, i.e. the greater part of the initial expenses, should not be covered entirely by the loadings, but should be regarded as abnormal expenses and partly met out of current profits. Messrs



HUNTER, FLEURY and ROSENSTEIN—BACHER also exclude a portion of the initial expenses from their formulae. The other authors had taken into account all the expenses.

(2) According to Drs. HÖCKNER and GROSS the Mortality Tables, Interest and Expense Loadings should be as close to the expected results as possible. Possible adverse fluctuations should be met by "safety" loadings. Other authors recommend instead that safety is to be sought in the choice of the Mortality Table and Interest Basis.

Dr. MOLL recommended the following points for discussion :

- (1) the provision for Initial Expenses ;
- (2) the choice of the mortality table and interest basis ;
- (3) the secure conduct of "Without Profit" Assurance Business.

Mr. HENRY MOIR (New York):

*Mr. Chairman and Gentlemen!*

I was not aware that my name was included in the list of speakers, but as there are several points I would like to discuss I am indebted to the Committee for giving me the opportunity of addressing you, although I am not fully prepared.

With reference to the so-called American method of loading premiums, we do not claim that such method is beyond reproach on theoretical grounds. We admit freely that in theory it cannot be defended; yet as a practical method it gives results which are wonderfully satisfactory. To those who are unacquainted with conditions in America this may seem amazing, because the method briefly explained is to add a percentage of the Ordinary Life premium and the same percentage of the individual premium that is being loaded. Thus an Endowment policy might have  $12\frac{1}{2}\%$  of the Ordinary Life net premium and  $12\frac{1}{2}\%$  of the Endowment net premium, the same percentages being used for all ages. Now this looks unreasonable and unscientific when the young and old ages are compared; it makes no provision at all for initial expenses; nor does it provide in any scientific way for dividends or bonuses. Yet, as already stated, the results are good because the net premiums are computed by a table providing for an *ultimate* mortality rate. Accordingly there is a profit earned during the first four or five years from light mortality which offsets the initial expense.

Again the percentage loading bears heavily on old entrants, especially above age 50. Our experience has been that the saving from mortality at such ages is much less than at the younger ages with the result that the higher expense loading is balanced in the dividends or bonuses.

I am a little surprised to observe that (except in Mr. BACON's Paper) the writers generally have assumed that premium loadings are an independent function, while in my opinion the method of valuation to be used must have an important, indeed almost a controlling influence, on the method of loading premiums. Especially is this the case in dealing with the question of initial expenses for procuring business. In the case of most companies these expenses have to be borrowed from some other fund in hand, and this borrowing should carry with it an obligation of repayment. Many of the approved formulas assume that the initial expenses will be spread over the entire duration of the policy, in other words that the sum borrowed will not be repaid for a period of perhaps 20, 30, or even more years. It does not seem to me right that the repayment of such borrowings should be deferred for such a long period.

There are two ways which appear to me suitable for meeting that situation. One of them lies in the method of valuation; and at the International Congress of 1903 I advocated the »Select and Ultimate« method. I now wish to repeat with even more force than my statements of 1903 that in my judgment the best scientific method for meeting the initial expense question lies in the method of valuation. Many of the younger American Companies use a modified preliminary term plan with a somewhat similar result to the method above mentioned; and they do this with entire propriety.

The other way to which I refer is that commonly used in America by the older companies, consisting in the use of an Ultimate table as the basis for the net premium, and not a Select table. By the use of an Ultimate table a sufficient saving from favourable mortality takes place in a period of four or five years and thereby repays any amount borrowed from the surplus or other funds for meeting initial expenses. Some points of this kind may appear strange, indeed almost incomprehensible, to those educated along other lines of thought, but the more familiar I become with them the more reasonable and practical do they

appear, and the more strong becomes my conviction that it is hardly right to carry along the initial expenses for such long periods of years as the so-called scientific formulas indicate.

I wish to thank you, Mr. President and Gentlemen, for the patient way in which you have listened to these remarks.

Herr MOIR setzt die Vorteile der in Amerika üblichen Berechnungsweise der Prämienzuschläge auseinander. Die amerikanische Methode besteht — kurz gesagt — darin, dass zur Nettoprämie ein zweifacher Zuschlag gegeben wird. Der eine Teil des Zuschlages besteht in einem bestimmten Prozentsatze der tarifmässigen Nettoprämie, der zweite Teil des Zuschlages besteht in dem gleichen Prozentsatze der korrespondierenden Nettoprämie einer lebenslänglichen Todesfallversicherung. So wird z.B. zu der Nettoprämie einer gemischten Versicherung ein Zuschlag von  $12\frac{1}{2}\%$  dieser Nettoprämie und weiters ein Zuschlag von  $12\frac{1}{2}\%$  der Nettoprämie einer lebenslänglichen Todesfallversicherung für das gleiche Beitrittsalter erhoben.

Dieses System trifft die hohen Eintrittsalter sehr stark — die Zuschläge sind da viel höher — und bietet daher das nötige Gleichgewicht gegen die erhöhten Sterblichkeitswahrscheinlichkeiten und die kürzere durchschnittliche Bestandsdauer, mithin die kürzere Amortisationsdauer für die Anwerbekosten bei solchen Versicherungen.

Herr MOIR bezeichnet selbst die amerikanische Methode der Zuschlagsberechnung als rein empirisch und theoretisch schwer erklärbar; gleichwohl hat sie ausgezeichnete Resultate gezeitigt und sich in der Praxis bestens bewährt.

Der springende Punkt dabei ist eben, — das scheint dem Redner auch das prinzipiell Wichtige an der ganzen Frage — dass das System der Zuschlagsbemessung niemals unabhängig von den Rechnungsgrundlagen, sondern nur im Zusammenhange mit diesen betrachtet werden darf. Wollte man das amerikanische Zuschlagssystem für sich allein beurteilen, so müsste man sagen, dass jedes Element für eine rationelle Deckung der Abschlusskosten fehlt. Anders ist es, wenn man sich vor Augen hält, dass die Nettoprämien in Amerika nach der American Experience Table of Mortality berechnet werden. Diese ist bekanntlich eine »ultimate-table«, d.i. eine Tafel, bei deren Konstruktion die Ergebnisse der ersten 4 oder 5 Jahre ausgeschieden sind. Da nun in den ersten Jahren

nach der ärztlichen Auslese die Sterblichkeit beträchtlich niedriger ist als später, liefern die nach der abgestützten Tafel berechneten Prämien der ersten 4—5 Jahre bedeutende Sterblichkeitsgewinne, welche seitens der Gesellschaften dazu verwendet werden, um in relativ kurzer Zeit die Abschlusskosten zu decken. Das ist wesentlich richtiger als alle wissenschaftlichen Systeme der Kostenamortisierung, die sämtlich den Fehler haben, dass die Kosten über einen zu langen Zeitraum verteilt werden.

Herr MOIR betont schliesslich, dass er diese seine Anschauung über den Wert des amerikanischen Zuschlagssystems bereits auf dem Kongresse von 1903 vertreten hat und dass sich seitdem seine Ueberzeugung von der praktischen Richtigkeit dieses Systems immer mehr und mehr gefestigt hat.

M. MOIR développe le système américain en matière de chargements. Il se réfère au travail de M. HUNTER, qui calcule le chargement en deux temps. Ce système de chargements en deux parties est critiquable au point de vue théorique mais la pratique le montre suffisant. Il donne pour les âges élevés le chargement considérable de 12 à 13 %, mais se justifie par le grand risque à cet âge. La table de mortalité en usage en Amérique exige des précautions spéciales. Les frais d'acquisition doivent être couverts rapidement, mais il est inutile de les couvrir en une année. L'orateur est opposé au système qui consiste à ne les couvrir que dans un délai très considérable, tel que la durée du contrat. En tout cas une année ressemble une période suffisante. Ce système américain avait d'abord paru à l'orateur quelque peu anormal du point de vue théorique. Mais il donne des résultats satisfaisants et il est recommandable, sinon pour tous les pays, du moins pour l'Amérique.

M. ALTENBURGER (Budapest):

*Messieurs!*

Permettez-moi de vous dire en peu de paroles de quelles thèses il s'agit dans mon rapport, que je vais à exposer en allemand.

La première thèse que je démontrerai est que les primes brutes de tarif doivent être construites en tenant compte de tous les

événements de la réalité. Il ne suffit donc pas d'introduire dans les comptes seulement la mortalité, l'intérêt et les frais de gestion ; il faut en outre s'occuper de l'influence des ristournes, des rachats, si l'on veut déterminer des primes qui soient également exactes dans n'importe quel genre d'affaires. Je donnerai ensuite la formule générale de la prime et je démontrerai, chiffres en mains, que l'influence des ristournes sur les primes est bien différente selon l'âge des assurés et la durée des assurances.

Cette première thèse donne lieu à la seconde, c'est-à-dire que la prime nette ne peut pas servir de base pour le calcul des tarifs, puisqu'elle n'est pas utile pour le calcul des réserves. La prime nette est seulement un moyen de l'enseignement élémentaire et ne peut servir dans la pratique que pour simplifier les calculs.

The speaker, continuing in English, said:

*Gentlemen,*

I wish to express with a few words the theses I shall explain more fully in German.

The first thesis is that, in calculating office premiums, it is necessary to take in account not only the mortality, the interest and the costs of the business, but also the withdrawals, because it is impossible to find premiums that are right for every form of insurance, for every age and duration, while neglecting the influence of the great differences in the frequency of withdrawals stated in relation to the age and the duration of the insurance.

I then wish to explain the construction of the general formula for office premiums and to give some examples.

From this first thesis follows the second, and this is that office premiums cannot be constructed from net premiums. Nor are the net premiums to be used for valuation purposes, so that it must be stated that these net premiums are only good for elementary instruction and as an aid in the simplification of the calculation.

Der Redner, in deutscher Sprache fortsetzend, sagt:

Ich halte es für eine ausserordentlich glückliche Idee, dass das



Komitee die Frage der Berechnung der Bruttoprämien auf diesem Kongress zur Erörterung gebracht hat, weil dadurch die Gelegenheit geboten wird, die Grundbegriffe unserer Wissenschaft einer eingehenden Kritik zu unterziehen.

Aus der Formulierung des Problems geht schon hervor, dass man sich eine Zerlegung der Prämie in eine Nettoprämie und einen Zuschlag gedacht hat. Meine Herren, demgegenüber glaube ich, dass der Begriff der Nettoprämie nunmehr bloß für den Schulunterricht gut ist, mit der Praxis aber sehr wenig zu tun hat.

Was ist das eigentliche Ziel der Tarif-Konstruktion? Die erste Antwort ist diese: man konstruiert den Tarif so, dass er unbedingt für die Erfüllung aller Verpflichtungen ausreicht und die Möglichkeit der Ansammlung eines kräftigen Fonds bietet, welcher der geschäftlichen Sicherheit dienen soll. Dieses Resultat kann aber erzielt werden, wenn die Tarifprämie nicht gerecht nach gewissen Gruppen von Versicherten, welche man als homogen annehmen kann, abgestuft wird. Denn man muss damit rechnen, dass man nicht vorauswissen kann, welche Versicherungsform künftig von den Versicherten bevorzugt werden wird. Die Abstufung bezweckt eine durchschnittliche, nicht eine individuelle Gerechtigkeit.

Bei der Berechnung dieser durchschnittlich gerechten Prämie muss man die sämtlichen Vorgänge in der Praxis mitberücksichtigen, also auch — und hierauf möchte ich besonders hinweisen, weil dieser Punkt von den anderen Herren nicht erwähnt worden ist — die Tatsache, dass nicht sämtliche Versicherungen bis zum natürlichen Ende in Kraft bleiben.

Man könnte der Meinung sein — und ich war es auch lange Zeit hindurch — dass man dem Abgang dadurch genügend Rechnung trägt, dass man dem ehemaligen Versicherten einfach eine gerechte Abgangsentschädigung ausbezahlt. Aber es lässt sich sehr schwer feststellen, was man unter einer gerechter Abgangsentschädigung verstehen soll; die meisten Gesellschaften gehen denn auch bei der Bemessung des Rückkaufswertes nicht nach theoretischen Grundlagen vor, sondern schmiegen sich althergebrachten Bräuchen an.

Ich meine also, dass es nötig ist, bei der Berechnung der Prämie mitzuberechnen, was man als Abgangsentschädigung gewähren will, weil auch für diesen Fall die Prämie ausreichen muss. Bei dieser Berechnung darf man nicht die gewöhnlichen Sterbetafeln



als Grundlage nehmen, sondern man muss Dekremententafeln konstruieren. Wie dies geschieht, darauf glaube ich jetzt nicht eingehen zu müssen; das klassische Werk dafür ist das des Herrn Prof. KARUP: »Die Reform der Rechnungsgrundlagen bei der Gothaer Lebensversicherungsbank«, worauf ich nur hinweisen möchte. Es ist im Übrigen selbstverständlich, dass man bei der Konstruktion dieser Dekremententafeln eine solche Sterbetafel und solche Abgangsverhältnisse berücksichtigen muss, welche sich dem wirklichen Geschehen möglichst genau anpassen; man soll also eine doppelt abgestufte Tafel, nicht eine Aggregattafel verwenden.

Die Frage, ob man den Abgang einer wissenschaftlich-technischen Behandlung und Untersuchung zugänglich machen darf, wird von den meisten Kollegen verneint. Sie stehen auf dem Standpunkt, dass der Abgang nicht solche sichere Anhaltspunkte bietet wie die Sterblichkeitsbewegung. Dem pflichte ich nicht bei, weil der Einfluss veränderter Abgangsverhältnisse in der Regel nicht besonders gross sein dürfte. Demzufolge halte ich es für durchaus notwendig, denselben mitzuberücksichtigen, denn der Abgang ist eine Massenerscheinung so gut wie die Sterblichkeit und gehorcht also ebenfalls gewissen Gesetzmässigkeiten.

Ich habe Dekremententafeln konstruiert, die sich möglichst genau den wirklichen Verhältnissen anpassen und daraus unter Berücksichtigung der in Ungarn üblichen tatsächlichen Geschäftskosten Prämien berechnet. Es würde mich zu weit führen über die Art der Berechnung und der Festsetzung der Kostensätze sowie der Abgangsverhältnisse jetzt ausführlich zu sprechen — man kann darüber näheres finden in meinen früheren Arbeiten, z. B. auch in meiner Schrift über die Staatsaufsicht, die ich dem Wiener Kongress unterbreitet habe. Demzufolge gestatten Sie mir, meine Herren, dass ich jetzt nur einige Ziffern erwähne, zu denen ich mit und ohne Berücksichtigung des Abgangs auf Grund der tatsächlichen Verhältnisse gelangt bin. In zwei kleinen Tabellen habe ich Prämiensysteme mit und ohne Gewinnbeteiligung der Versicherten aufgestellt.

### Gemischte Versicherung.

1. Prämien für eine Versicherung, wo die Prämie am Beginne des 6ten Jahres um 15 %<sub>0</sub>, jedes folgende Jahr um weitere je 3 %<sub>0</sub> fällt, mit 5 Nachdividenden.

DAUER.	A L T E R.							
	20	25	30	35	40	45	50	55
10	101.46	104.54	108.49	110.18	111.19	112.41	113.93	116.25
	122.06	120.18	119.99	120.09	120.65	121.61	122.67	124.62
15	72.84	71.72	73.13	74.24	75.53	77.41	79.83	83.49
	82.33	80.34	80.26	80.73	81.77	83.42	85.48	88.85
20	58.01	54.98	55.49	56.55	58.22	60.72	63.99	68.87
	62.80	60.86	60.99	61.80	63.31	65.63	68.62	73.31
25	49.16	45.13	45.27	46.46	48.54	51.64		
	51.46	49.63	50.01	51.17	53.18	56.17		
30	43.49	38.87	38.89	40.29	42.79			
	44.28	42.61	43.26	44.80	47.30			

### 2. Konstante Prämien.

DAUER.	A L T E R.							
	20	25	30	35	40	45	50	55
10	88.22	88.10	90.00	91.10	92.13	93.63	95.54	98.45
	96.42	94.69	94.63	94.98	95.82	97.20	98.84	101.59
15	60.93	57.92	58.19	58.97	60.28	62.30	64.97	68.99
	61.22	59.63	59.74	60.39	61.63	63.55	66.03	69.93
20	46.95	42.87	42.66	43.50	45.13	47.66	51.06	56.09
	44.13	42.75	43.05	43.99	45.63	48.10	51.35	56.35
25	38.72	34.20	33.87	34.87	36.85	39.89		
	34.31	33.16	33.70	34.94	36.97	39.99		
30	33.54	28.82	28.52	29.72	32.05			
	28.20	27.26	28.03	29.59	32.05			

Stehend: mit } Berücksichtigung des Storno.  
 Biegend: ohne }

Weil bei den Versicherungen mit Gewinnbeteiligung selbstverständlich auch die Dividende in die Rechnung mit aufgenommen werden muss und man als Rückkaufswert nur dasselbe giebt wie bei den Versicherungen mit fixer Prämie, ist es evident, dass die Prämie mit Berücksichtigung des Abgangs niedriger sein wird als die Prämie, welche man ohne Berücksichtigung des Abgangs feststellt. So beträgt bei einer Versicherung mit Gewinnbeteiligung mit 20-jähriger Dauer die Prämie ohne Berücksichtigung des Abgangs 60,99<sup>0</sup>/<sub>100</sub>, mit Berücksichtigung des Abgangs dagegen blos 55,49<sup>0</sup>/<sub>100</sub>.

Bei den Versicherungen mit fixen Prämien, welche bei uns in Ungarn eine ganz besondere Rolle spielen — und vielleicht auch in anderen Staaten zu einer grösseren Bedeutung gelangen werden, weil man die Tendenz erkennt, Versicherungen mit möglichst niedrigen Anfangsprämien abzuschliessen — ist das Bild ein vollständig Verschiedenes.

Ich habe als Abgangsentschädigung die gewöhnliche Kapitalisierungssumme berücksichtigt — z.B. bei einer Versicherung von 20-jähriger Dauer nach 10 Jahren die halbe Versicherungssumme, und diesen Wert, mit 4<sup>1</sup>/<sub>2</sub> % diskontiert, als Rückkaufswert angenommen — und kam dabei zu interesanten Zahlen. Bei einer Versicherung auf 20-jährige Dauer im Alter von 20 Jahren war die Prämie ohne Berücksichtigung des Abgangs 44,13, mit Berücksichtigung des Abgangs 46,95; im Alter von 30 Jahren ohne Berücksichtigung des Abgangs 43,05, mit Berücksichtigung des Abgangs 42,66. Bei längerer Dauer der Versicherung kommt man allgemein zum Ergebnis, dass die Prämie ohne Berücksichtigung des Abgangs höher ist als die mit Berücksichtigung des Abgangs.

Meine Herren, ich glaube, dass diese wenigen Ziffern genügen zu dem Beweise, dass man die Netto-prämie nicht ohne weiteres als Grundlage der Tarif-konstruktion nehmen darf. Der Tarif muss den sämtlichen Begebenheiten des praktischen Lebens Rechnung tragen, während die Netto-prämie wesentliche Momente des geschäftlichen Lebens ganz ausser Betracht lässt.

Ich glaube, dass wir bei der Kritik der Grundbegriffe unsrer Wissenschaft dort angelangt sind, dass die Schlussfolgerung gezogen werden kann: es ist unzulässig, die Prämie in eine Netto-prämie und einen Zuschlag zu zerlegen; die Netto-prämie eignet sich nicht zur Berechnung der Prämienreserven. Die Rolle der Netto-prämie in der Versicherungstechnik lässt sich dahin präzisieren:

sie eignet sich sehr gut für den elementaren Schulunterricht und auch zur Vereinfachung der Prämienberechnung. Denn die Berechnung, wie ich sie aufstellte, ist ausserordentlich kompliziert. Sie muss aber nicht für alle Alter und alle Dauern wirklich durchgeführt werden, sie lässt sich in der Praxis sehr vereinfachen, wenn man solche Netto-prämien als Hilfsmittel verwendet, die den Brutto-prämien ziemlich ähnlich sind. Betrachtet man dann den Unterschied zwischen den beiden als Zuschlag, so wird die Interpolation dieses Zuschlages in der Regel eine leichte Arbeit sein. Für diese Arbeit ist die Netto-prämie sehr gut, aber sie ist weiter absolut nicht in der Versicherungstechnik zu verwenden. Das ist meine ehrliche und feststehende Überzeugung.

Mr. LEWIS ALBERT ANDERSON (Madison, Wisconsin) :

*Mr. President, Ladies and Gentlemen,*

Many of you are undoubtedly informed that the State of Wisconsin, whose Insurance department I have the honour to represent is about to begin issuing life insurance policies and annuity contracts, under its so-called State Life Fund Law which was enacted in 1911.

It is not my purpose to enter into a general discussion of that law, nor do I wish to express any opinion as to the advisability or non-advisability of the State entering into the Insurance business. My only excuse for appearing before you this morning is that I thought it might interest you to know something about the method of loading which is prescribed in that law.

The framers of the law felt that the percentage-of-premium method which is in vogue in so many of the private companies results in saddling and unjust burden upon those who enter at the older ages and that those who enter at the younger ages are thus unduly favoured. For example a loading of \$ 2.43 on a policy issued at age 20 makes a striking contrast with a loading of \$ 16.38 on a policy issued at age 60.

Likewise, the percentage-of-premium method results in disproportionate charges on the various classes of policies.

For example: a loading of \$ 9.74 on a 20 payment life policy did not compare favourably, in their minds, with a loading of \$ 12.55 on a 20 years endowment policy issued at the same age.

The framers of the law set to work therefore to find a method

that would commend itself to their sense of justice; and in doing so they hit upon the following plan:

1. A distinction is made between insurance expense and investment expense. (This is not stated in so many words in the law itself, but it must necessarily follow from the context. All investment expenses are to be paid out of interest earnings).

2. The main part of the loading consists of an annuity, the present value of which is equal to  $\frac{1}{6}$  of the present value of the future "costs of insurance". To this annuity there is added another annuity of \$ 2.00 per year per \$ 1000.00 of Insurance.

3. The cost of acquisition is covered by a fee of 25 cents to the agent for filling out the application blank, and a fee of \$ 2.00 to the local medical examiner. (In one sense there are no agents while in another sense there are a great many agents appointed by the law itself, namely: Every state bank, every state factory inspector, and every county, town, city, and village clerk is required to fill out the application blank for the nominal fee of 25 cents.)

4. The cost of collection is covered by a charge of  $1\frac{0}{10}$  of the gross premium, and if a policyholder sends in his own premium he may deduct that amount as his own commission.

The question has been asked us a great many times already, as to how our premium rates will compare with those of the private Companies. That question is rather difficult to answer, for the simple reason that the loading is computed on an entirely different basis from that of the private Companies.

I have made some comparisons however, which I will mention briefly in the hope that they may be of interest. I compared our ordinary life rates with those of one of the largest mutual Companies, operating on American Experience  $3\frac{0}{10}$  with  $\frac{1}{3}$  loading, and found that our rate at age 20 was a few cents lower than theirs, but at age 50 the state rate was considerably lower.

I also compared with one of the non-participating stock companies and found that the state rate was considerably higher at the younger ages, while at the older ages there was only a slight difference. I can imagine that in some forms of policies the lines may actually cross, but I cannot speak with certainty on that point at this time.



I have a small supply of copies of the law, which I shall be glad to distribute among those who may desire them and shall be pleased to furnish copies to anyone who will write me at Madison Wisconsin.

Mr. President, I beg leave in closing to express my sincere appreciation of the privilege of being associated with you at this Congress. I beg leave also to extend to you hearty greetings from the American Institute of Actuaries, a new society organized some three years ago. It is still very young but it is full of energy and enthusiasm and gives promise of healthy growth and usefulness.

I thank you for your kind attention.

Herr ANDERSON berichtet, dass im amerikanischen Staate Wisconsin auf Grund der im Jahre 1911 in Kraft getretenen »State Life Fund Law« eine staatliche Versicherungsanstalt errichtet worden ist, welche in freiem Wettbewerb mit Privatgesellschaften arbeitet. Soweit aus seinen Ausführungen zu entnehmen ist, arbeitet sie ohne bezahlte Agenten, d.h. mit ganz minimalen Abschlusskosten.

Herr ANDERSON will sich über die Zweckmässigkeit der staatlichen Lebensversicherung nicht äussern, sondern nur einige versicherungstechnische Punkte erörtern, welche den Verfassern des erwähnten Gesetzes vielen Stoff zum Nachdenken gegeben haben.

Es betrifft dies hauptsächlich die vorhin bereits erwähnte amerikanische Zuschlagmethode. Diese Methode läuft praktisch darauf hinaus, dass für die jüngeren Alter die Zuschläge gering, für die hohen Alter hingegen sehr hoch sind. Dies ist nach der Meinung des Herrn ANDERSON und auch nach der Ansicht der Verfasser des Gesetzes ein Unrecht; die Unterschiede scheinen ihnen viel zu gross. Während z.B. bei der lebenslänglichen Todesfallversicherung für das Beitrittsalter von 20 Jahren, der Zuschlag § 2,43 beträgt, beläuft er sich für das Alter von 60 Jahren auf § 16,38.

Ebenso sind auch die Zuschläge — wenn man sie in Prozenten der Prämie bemisst — bei den einzelnen Tarifen in unbegründeter Weise divergierend. Während z.B. bei einer Todesfallversicherung mit abgekürzter 20-jähriger Prämienzahlung der Zuschlag jährlich § 9,74 beträgt, stellt er sich für eine im gleichen Eintrittsalter abgeschlossene gemischte Versicherung mit 20-jähriger Dauer auf § 12,55.



Das Zuschlagssystem der Staatsversicherungsanstalt ist ziemlich kompliziert. Man unterscheidet zunächst zwischen den Auslagen des eigentlichen Versicherungsgeschäftes und den Auslagen der Vermögensverwaltung. Nur die ersteren haben aus dem Prämienzuschlage ihre Deckung zu finden. Der grösste teil des Bruttzuschlages besteht in einer Leibrente, deren Barwert  $\frac{1}{6}$  des voraussichtlichen Barwertes der Versicherungskosten beträgt. Die Abschlusskosten bestehen nur aus einer Gebühr von 25 Cents für die Ausfüllung des Antragsformulars und einer Gebühr von \$ 2 für die ärztliche Untersuchung. Als Agenten fungieren hauptsächlich Beamte der staatlichen und der Gemeindeämter, der öffentlichen Banken, u.s.w. Zur Deckung der Inkassokosten wird ein Zuschlag von 1 % der Nettoprämie berechnet. Wenn der Versicherte die Prämie selbst einsendet, kann er dieses 1 % als Inkassoprovision abziehen.

Herr ANDERSON hat das Zuschlagssystem der staatlichen Anstalt mit jenem der grossen amerikanischen Gesellschaften verglichen. Er kam nicht zu einem für alle Positionen gleichen Ergebnisse. Im Grossen und Ganzen lässt sich sagen, dass die Prämien der staatlichen Anstalt für die jüngeren Alter nur eine Kleinigkeit höher, für die höheren Eintrittsalter dagegen beträchtlich niedriger sind als die Prämien der meisten amerikanischen Lebensversicherungs-Gesellschaften.

Schliesslich überbringt Herr ANDERSON dem Kongresse die Grüsse des American Institute of Actuaries.

M. ANDERSON explique que dans l'état de Wisconsin a été créé en 1911 un établissement d'assurance d'Etat qui concurrence les sociétés privées et fonctionne sans agents ni frais d'acquisition. Il ne discute pas la création d'établissements d'Etat, mais veut appeler l'attention du Congrès sur le point de vue actuariel. Il traite de l'application, en Amérique, de la »Zuschlagsmethode« qui comporte un supplément faible pour les jeunes assurés, considérable pour les assurés âgés, et il estime que ce système est injuste. Pour éviter cette difficulté la loi est intervenue par un système d'après lequel les primes pour les jeunes assurés sont supérieures et, pour les assurés âgés, inférieures à celles des compagnies privées, système qui conduit à des résultats plus équitables que ceux qui dérivent du système américain proprement dit.

Herr SMOLENSKY (Triest):

*Meine Herren!*

Herr Direktor ALTENBURGER hat infolge einer sonderbaren Fügung schon das vorgebracht, was ich hätte sagen wollen. Ich kann mich daher darauf beschränken, meiner Genugtuung darüber Ausdruck zu verleihen, dass sich auf diesem Kongresse eine Anschauung Bahn bricht, die — wie ich meine — nicht freudig genug begrüsst werden kann. Es ist dies die Tendenz, welche dahin zielt, die Zerlegung der Prämie in Nettoprämie und Zuschlag aus dem praktischen Lebensversicherungsbetrieb zu verbannen.

Die bisher üblich gewesene Unterscheidung zwischen Netto- und Bruttoprämie hat zweifellos in der Vergangenheit vortreffliche Dienste geleistet: aber heute ist sie schädlich. Danken wir ihr, dass wenigstens der als Nettoprämie bezeichnete Teil der Prämie genau erforscht ist, so hat sie anderseits zur Folge gehabt, dass die Bruttoprämie noch immer eine „terra incognita“ für die Lebensversicherungstechnik ist. Nicht auf Grund wissenschaftlicher Untersuchung wird sie bestimmt, sondern in der grossen Mehrzahl der Fälle mit Hilfe einer mehr oder weniger gefühlsmässigen Schätzung, wie hoch man einerseits die Prämie gerade noch bemessen kann, ohne im Publikum die Lust zum Abschluss der Versicherung zu ersticken und welche Grenze man anderseits nicht überschreiten darf, wenn man die Konkurrenz aus dem Felde schlagen will.

Ich schliesse mich vollständig ALTENBURGER an, wenn er den Begriff der Nettoprämie für die Praxis verwirft. An ihre Stelle muss die theoretisch ermittelte kommerzielle Prämie treten. Denn es gibt nur eine Prämie und das ist diejenige, welche — auf Grund mathematisch-statistischer Erfahrungen — voraussichtlich zur Deckung aller von der versicherenden Gesellschaft übernommenen Verpflichtungen ausreicht. Fehlen jetzt noch die Grundlagen zur genauen Berechnung der kommerziellen Prämie, so war dies einst bezüglich der Nettoprämie auch der Fall. Unsere Aufgabe muss es sein, die erforderlichen Grundlagen aufzufinden und zu erforschen.

Ich bin davon überzeugt, dass über die Natur und die Feststellung der Prämie in dieser neuen Fassung sich in Zukunft eine ganze Theorie entwickeln wird, und dass sich hiedurch unserer Wissenschaft ein neues, vielversprechendes Untersuchungsgebiet öffnet.

M. SMOLENSKY se réfère aux considérations présentées par M. ALTENBURGER au sujet de la différence entre les primes nettes et les primes brutes. Ce qu'il faut chercher, c'est une prime qui donne à la compagnie une solidité suffisante et qui ne soit pas élevée au point d'éloigner les assurés. La prime nette a rendu des services mais elle appartient au passé et il ne faut plus distinguer entre primes commerciales et primes théoriques; il n'y a qu'une seule prime, celle qui permette aux compagnies de faire leurs affaires sans intimider le client. Vis à vis de la prime ainsi déterminée la science sera placée dans la situation où elle s'est trouvée au début vis-à-vis de la prime théorique.

Mr. SMOLENSKY, Trieste, wished to express his satisfaction at the tendency of this congress to condemn the analysis of the premiums into net premium and loading. No doubt this analysis had rendered good service but to-day it was harmful. If it had induced us to ascertain exactly the net premium, yet the gross premium was still a terra incognita. The premium is not assessed on the basis of actuarial knowledge, but is measured on the one hand by the amount which the public is willing to pay for assurance and on the other hand by competition. Mr. SMOLENSKY entirely agreed with Mr. ALTENBURGER in throwing over in practice the idea of the net premium. In its place appeared the theoretically ascertained commercial premium; for there existed only one premium and that was the premium, which on the basis of mathematical and statistical experiences sufficed to cover all the liabilities incurred by the assurance company. If the basis for the calculation of commercial premiums is still lacking, it must be borne in mind that this was also once the case with the net premiums. Our efforts should therefore be devoted to formulate this basis.

Herr Dr. RAFFMANN (Budapest):

Hochansehnliche Versammlung! Es ist wohl merkwürdig, dass mehrere Erfahrungen, zu denen ich bei einigen praktischen Untersuchungen hinsichtlich der Frage, die uns heute beschäftigt, gekommen bin, -- Untersuchungen, welche ich bisher noch nicht reif für Veröffentlichung erachtete -- mit den Ansichten der meisten Herren ziemlich genau übereinstimmen. Ich bin nämlich von einigen

österreichisch-ungarischen Versicherungsgesellschaften beauftragt worden, neue Tarifberechnungen anzustellen. Ich musste mich dabei zunächst über den Zinsfuss entscheiden und habe unter Berücksichtigung namentlich der ungarischen Erfahrungen einen Zinsfuss von  $3\frac{1}{2}$  bis 4 % angenommen. Ich habe sowohl eine Aggregattafel, wie eine Selekttafel und eine Kortentafel gemacht, nicht nur für die reinen Todesfallversicherungen, sondern auch für die gemischten Versicherungen.

Als ich meine Ergebnisse mit den üblichen Tarifen verglich, kam ich zu ganz merkwürdigen Resultaten. Es ergab sich, dass die Aggregattafel die alten Gesellschaften sehr begünstigt, die jüngeren Gesellschaften dagegen viel zu stark drückt. Die Selekttafel und die Kortentafel geben späterhin die grössten Reserven. Die Selekttafel und die Kortentafel weisen aus, dass eine einfache Ablebungsversicherung von kurzer Dauer eine höhere Prämie fordert als eine gemischte Versicherung. Wenn z.B. ein Dreissigjähriger eine einfache Todesfallversicherung von dreissigjähriger Laufzeit abschliesst, bezahlt er eine höhere Prämie als wenn er eine gemischte Versicherung abschliessen würde. Die Gesellschaften sollten daher im eigenen Interesse nur bei ziemlich jungem Eintrittsalter gemischte Versicherungen gewähren und zwar nur derweise, dass die Polizze innerhalb der durchschnittliche Lebenszeit fällig wird, weil sonst der Versicherte, infolge seiner Selbstauswahl, wegen der bei der gemischten Versicherung etwas günstigeren Bemessung der Prämie einen Vorteil genießt, der ihm nicht zukommt; er hätte eine reine Todesfallversicherung schliessen sollen.

Wegen der vorgerückten Zeit will ich jetzt auf diesen Punkt nicht weiter eingehen, will aber gerne, wenn die Sache die Herren interessiert, sie im Kongressbericht etwas ausführlicher erörtern.

Ich habe auch mit Bezug auf den Einfluss eines Sinken oder Steigen des Zinsfusses Berechnungen angestellt. Man erinnert sich, dass auf dem ersten Kongress in Brüssel von mehreren Herren, namentlich von Herrn MAHILLON, befürchtet wurde, dass der Zinsfuss zu viel sinken würde. Heute sieht man gerade das Umgekehrte: wegen der Steigung des Zinsfusses sind sogar die Staatspapiere des reichen Frankreichs bedeutsam heruntergegangen. Ich meine aber, dass wir hinsichtlich dieser Frage ruhig sein können. Wenn der Kurs fällt, steigt der Zinsfuss. Ich habe bei meinen Berechnungen nicht nur Zinsfüsse von  $3\frac{1}{2}$  % oder  $4\frac{1}{2}$  %, sondern sogar von 7 % angenommen, und ich kam zum Ergebnis,

dass die Gesellschaften nicht ängstlich zu sein brauchen, wenn sie wenigstens den Kursgewinn separieren und keine Dividendenpolitik treiben. Das eine hält das andere ins Gleichgewicht. Wohl meine ich, dass das deutsche System der Balancierung der Staatspapiere den Vorzug verdient. Die Gesellschaften sollten einen guten Teil ihrer Kapitalien in Staatspapiere anlegen und nicht zu sehr die Hypothekpapiere bevorzugen: Hypotheken können wohl einmal krachen, aber wenn der Staat kracht, würden die Hypotheken zehnmal krachen.

Wegen der vorgerückten Zeit möchte ich mich auf diese Bemerkungen beschränken.

M. RAFFMANN explique les résultats qu'il a obtenus en étudiant l'expérience autrichienne-hongroise. Ses travaux ne sont pas encore prêts pour être publiés, mais il compte les remettre pour les documents du Congrès. C'est pourquoi il se borne à des considérations générales. Ses travaux résultent de la nécessité d'établir de nouveaux tarifs pour quelques compagnies. Il a examiné le taux d'intérêt et les tables de mortalité à choisir. En comparant les diverses tables de mortalité il a constaté qu'il n'y a pas grand intérêt à en changer, les différences qui les distinguent étant insignifiantes. Il a commencé son travail avec un taux d'intérêt variant de  $3\frac{1}{2}$  à  $4\frac{1}{2}$  %, et il a construit notamment une „Aggregat table" et une „Select table". Il a constaté que l'aggregate table favorise les vieilles compagnies et que la select table donne des réserves beaucoup plus élevées. Il a constaté également que les primes nettes étaient pour l'assurance vie entière plus élevées que pour les assurances mixtes, ce qu'il attribue à l'auto-sélection. Il est nécessaire d'en tenir compte si l'on ne veut pas créer un privilège au profit de certains assurés. Il ajoute qu'il pourrait développer des calculs qui trouveraient mieux leur place dans les documents du Congrès.

A un des congrès précédents on a redouté la baisse du taux de l'intérêt. Cette crainte doit être bannie pour quelque temps des calculs des diverses compagnies. L'orateur a fait ses calculs non seulement pour les taux de 3 à  $4\frac{1}{2}$  % mais même pour un taux de 7 %. C'était pour lui une garantie, puisque à chaque perte de cours correspond pour les compagnies d'assurances un bénéfice dans leurs placements. Selon lui les compagnies ne possèdent pas assez de titres d'Etat dans leurs portefeuilles et que ceux qui



contiennent des titres hypothécaires qui pourraient leur causer des mécomptes.

L'„aggregat table", favorisant les vieilles compagnies, l'orateur s'est servi de la „select table", en tenant compte de l'anti-sélection. Il a ainsi constaté que malgré une diminution des réserves les primes payées sont exagérées pour les assurances de longue durée et insuffisantes pour celles de courte durée.

Dr. RAFFMANN, Budapest, had to make calculations based upon the Austrian and the Hungarian experiences, in connection with the aggregate as well as with the select tables. He had made investigations on the base of an interest of  $3\frac{1}{2}$  and of 4 % and pointed out some extraordinary results concerning both the Endowment and the Whole Life Assurances.

Dr. RAFFMANN had also gone over the question of the decrease or the increase of the rate of interest. It was his opinion that, contrary to the fears of several actuaries at the Congress of Brussels, this rate shows an inclination to considerable increase, so that in his calculations he had adopted not only rates of interest of  $3\frac{1}{2}$  and of  $4\frac{1}{2}$  %, but even of 7 %. On account of this a fall in the rate of stocks is not such a serious matter for life assurance offices, if they only avoid following a "dividend-policy", and reserve their profits gained by eventual rises of stock-rates.

Lastly the speaker pointed out the desirability for life assurance companies to invest their money in State-funds for a good deal and not to prefer mortgage-shares.

M. le Prof. MULLER prend la présidence.

Herr DE GOEY (Haag):

*Meine Herren!*

Ich möchte mir erlauben, in Bezug auf den Zuschlag wegen Gewinnbeteiligung einige Bemerkungen zu machen und dabei namentlich den Unterschied, der diesbezüglich zwischen den Aktiengesellschaften und den auf Gegenseitigkeit beruhenden Gesellschaften besteht, hervorzuheben.

Die Lebensversicherungsgesellschaften auf Gegenseitigkeit haben in Bezug auf die Gewinnbeteiligung der Versicherten einen anderen Standpunkt zu vertreten als die übrigen Gesellschaften. Prinzipiell



haben die Aktiengesellschaften mit einer Gewinnbeteiligung nicht zu rechnen. Dies geht aus den zur Berechnung der Bruttoprämien üblichen Formeln deutlich hervor. Wenn ein Recht auf Gewinnanteil nicht besteht, werden für die Berechnung der Bruttoprämie Zuschläge für Abschlusskosten und laufende Kosten und eventuell Zuschläge zwecks grösserer Sicherheit festgestellt. Ist dagegen ein Recht auf Gewinnanteil in die Versicherung aufgenommen, so wird den gewöhnlichen Zuschlägen noch ein Dividendenzuschlag hinzugefügt. Infolge dieser Methode bezahlen die Versicherten mit Gewinnanteil in ihrer Prämie dasjenige mit, was sie später als Gewinnanteil zurückbekommen.

Anders verhält die Sache sich bei den Gegenseitigkeitsgesellschaften. Dabei ist das Recht der Versicherten auf Gewinnbeteiligung ein selbstverständliches. Sie brauchen also nicht einen speziellen Gewinnzuschlag zu bezahlen, sondern die Verwaltung hat nur dafür zu sorgen, dass Verluste ausgeschlossen sind. Die Grundlagen für die Prämienberechnung müssen deshalb derartige sein, dass sie genügende Sicherheit gewähren. Der Gewinn fällt automatisch den Versicherten zu. Während bei den Aktiengesellschaften der Gewinnzuschlag dem Versicherten noch keine Garantie für einen wirklichen Gewinn liefert, hat bei den auf Gegenseitigkeit beruhenden Gesellschaften die etwas erhöhte Prämie in erster Linie die Bedeutung, eine möglichst grosse Sicherheit auf Gewinn zu gewähren.

Meine Herren, ich meinte diesen Unterschied zwischen den Aktiengesellschaften und den Gegenseitigkeitsgesellschaften an dieser Stelle mit einigen Worten hervorheben zu dürfen.

M. DE GOEY explique la différence entre les compagnies par actions et les mutualités qu'elles adoptent respectivement pour le calcul des primes avec participation aux bénéfices. En général dans les compagnies par actions il est nécessaire d'ajouter un nouveau chargement pour équilibrer les primes avec la participation: les assurés paient donc une certaine surprime pour recevoir le gain. Dans les mutuelles, au contraire, la participation aux bénéfices est l'essence du système.

Mr. DE GOEY, the Hague, wished to make some observations with regard to the loading for profit and to point out the difference in this respect between proprietary and mutual companies. Mutual companies regard the participation in profits by the assured from

a different point of view to the other companies. In principle proprietary companies have not to reckon with a division of profits. This is apparent from the formulas usually adopted for the calculation of office premiums. If there is no right to participation, the gross premium is calculated to include loadings for initial and renewal expenses and a loading for further security. If on the other hand there is a right to a share in the profits of the assurance, then a loading for "dividends" is also added. In consequence of this method the participating assured pay in their premiums the profit loading which is afterwards returned to them.

In mutual companies the right of participation is a matter of course. They do not require a profit loading and the only care of the management must be to exclude losses. The basis for the calculation of premiums must therefore be such as to afford sufficient security. The profit falls automatically to the assured. Whereas in the proprietary companies the profit loading affords no guarantee of an actual profit; in the case of the mutual companies the somewhat higher premium is charged in order to provide as far as possible a guarantee of profit.

M. LÉON MARIE (Paris):

*Messieurs,*

Il faut nous hâter d'achever la discussion de cette question, car la dernière heure du Congrès va malheureusement bientôt sonner. Je n'ai donc nullement l'intention d'entreprendre l'examen de la question dans toute son étendue, et je veux me borner à dire quelques mots sur un point très particulier. Il est important pour nous de savoir comment se calcule le chargement des primes dans les principales compagnies des différents pays. Cette étude constitue pour les actuaires un excellent moyen d'instruction, auquel ils doivent toujours accorder leur entière attention. D'ailleurs, toutes les fois qu'on a voulu calculer des tarifs de primes brutes ou commerciales sans consulter les actuaires, on est arrivé à de mauvais résultats. Les actuaires peuvent donc donner les meilleurs conseils, en pareille matière. Mais, je ne crois pas pouvoir me rallier à une tendance qui semble obtenir quelque vogue, et considérer la détermination des chargements comme une question d'ordre mathématique, même en quelque mesure. C'est là, plutôt, une

question commerciale, dans la résolution de laquelle le calcul ne peut occuper la première place. C'est surtout une question d'appréciation. Je ne professe pas pour les primes nettes ou pures le mépris complet qu'affichent certains de nos honorables confrères qui cependant les utilisent encore. (*Rires.*) Quand on veut calculer un tarif de primes, il faut faire intervenir des considérations, très variables d'un pays à l'autre et même d'une compagnie à l'autre dans un même pays, qui peuvent être appréciées seulement par des hommes compétents comme les directeurs et les actuaires. Dans le calcul des primes nettes interviennent deux éléments, la mortalité et le taux d'intérêt. Le premier ne diffère évidemment pas beaucoup suivant les pays. On peut presque se servir des tables de mortalité établies dans un pays pour calculer les primes destinées aux assurés d'une autre nationalité, bien qu'il soit certainement préférable d'opérer autrement. Les taux d'intérêts sont peu différents dans les principaux états civilisés, quoiqu'ils présentent déjà des écarts dont il faut pratiquement tenir compte. Mais, suivant la manière dont on choisit les risques assurés et dont on répartit le placement de l'actif social, l'emploi des mêmes primes peut fournir un bénéfice ou une perte, et ce résultat influe naturellement sur la détermination du chargement nécessaire. Il en est de même du choix de la table et du taux. Ainsi, on se servait encore, en France, il y a 20 ans, de la vieille table de mortalité de DUVILLAND, remontant à la fin du XVIII<sup>e</sup> siècle, et qui fournissait un chargement implicite. D'autre part, suivant les pays et suivant les compagnies qu'on envisage, les frais d'administration sont extrêmement variables. Quant aux frais d'acquisition des affaires, on a proposé de les déduire des bénéfices. Mais ce procédé de calcul ne change rien au résultat final. Il faut toujours retrouver ces frais dans les primes brutes, qui constituent la seule ressource extérieure des assureurs. A ce propos, remarquons que les frais d'acquisition revêtent des formes très variables, tantôt établis sur le capital assuré, tantôt sur la prime perçue, tantôt même sur ces deux bases juxtaposées. Outre les frais de toutes sortes, le chargement doit faire face à une autre nécessité: la réserve supplémentaire. Je me garderai bien d'aborder la discussion de la manière dont il faut calculer la réserve pure. C'est une trop grosse question. Mais, il est généralement admis aujourd'hui qu'en outre des réserves mathématiques proprement dites, il faut encore constituer d'autres réserves pour tenir compte des écarts possibles

de la mortalité, des variations du taux d'intérêt et même de la hausse et de la baisse du cours des valeurs acquises pour représenter le montant des réserves, c'est-à-dire, d'une façon générale, de toutes les fluctuations imprévues qui peuvent se produire. En France la réserve de garantie n'est même pas laissée à la discrétion des assureurs; elle est inscrite dans la loi. Mais, de plus, les compagnies prudentes constituent toutes des réserves pour la modification éventuelle de valeur des immeubles et pour la diminution qui peut se produire dans le capital des valeurs mobilières qui ont été achetées, il y a un certain nombre d'années. En définitive, il entre une infinité d'éléments dans la détermination du chargement, éléments qui diffèrent suivant les pays et suivant les compagnies envisagées. L'observation que je désirais présenter au Congrès peut donc être ainsi résumée: il faut bien se garder de croire que le chargement des primes peut être déterminé d'une façon générale, avec quelque précision; ce chargement doit être simplement laissé à l'appréciation des actuaires compétents, qui ont en mains les éléments influant sur son évaluation. Pour chaque compagnie ou tout au moins pour chaque pays, on doit fixer ainsi le chargement le mieux approprié non seulement pour faire face à tous les événements possibles, mais encore pour laisser aux compagnies un légitime bénéfice.

Herr LÉON MARIE betont, dass die Berechnung der Bruttoprämien allerdings nicht ohne Mitwirkung des Mathematikers erfolgen kann, dass sie aber gleichwohl in erster Linie nicht eine mathematische, sondern eine vorwiegend kaufmännische Frage ist, wobei es sich nicht um exakte Feststellungen, sondern um approximative Schätzungen handelt. Die Ergebnisse können auch nicht für alle Länder dieselben sein. Schon bei Berechnung der Nettoprämien — und Herr LÉON MARIE teilt inbezug auf die Nettoprämien nicht die geringe Meinung mancher Herren Vorredner — machen sich die verschiedenen Verhältnisse der einzelnen Länder geltend, allein in noch viel höherem Grade ist dies bei Bemessung der Bruttoprämien der Fall.

Der Redner bespricht den Zusammenhang zwischen Rechnungsgrundlagen und Bruttoprämien. Wenn eine Tafel mit zu hoher Sterblichkeit verwendet wird, so bedeutet dies nichts anderes, als dass die Nettoprämie bereits eine Art stillen Zuschlages in sich enthält. Das Gleiche ist bei der Annahme eines gegenüber der

Wirklichkeit zu niedrigen Rechnungszinsfusses der Fall. Die Bruttoprämie muss aber natürlich nicht nur zur Bestreitung des eigentlichen Risikos, sondern auch zur Deckung sämtlicher Kosten und Verpflichtungen ausreichen. Es ist gleichgiltig, ob diese Kosten, z.B. die Anwerbekosten neuer Versicherungen, unmittelbar aus der Jahresrechnung gedeckt oder aus dem Gewinn bestritten werden. Das Aequivalent hiefür muss jedenfalls in der Bruttoprämie mitbegriffen sein, welche ja die einzige der Gesellschaft von den Versicherten zufließende Einnahme bedeutet. Die Bruttoprämie soll ferner derart bemessen sein, dass ausserhalb der eigentlichen Prämienreserve auch gewisse Sicherheitsfonds, Immobilienreserve, Reserven für Kursschwankungen an Wertpapieren u.dgl. angesammelt werden können. Auch dort, wo das Gesetz die Ansammlung solcher Spezialreserven nicht erfordert, sind sie sowohl im Interesse der Gesellschaft wie in jenem der Versicherten unentbehrlich. Die Gesellschaften dürfen diese Sicherheitsmassnahmen nicht zu knapp bemessen. Sie müssen immer darauf bedacht sein, dass es nicht genügt, unter normalen Verhältnissen einen mässigen Gewinn zu erzielen, sondern sie sind verpflichtet, allen Eventualitäten gerüstet begegnen zu können.

Mr. LÉON MARIE explains that the question of calculation of premium loadings is far from being a purely actuarial one. It is rather a question of commercial consideration, although it can not be settled without actuarial advice. Whereas the net premiums are calculated in a strictly actuarial sense, the determination of tariff premiums is only a matter of careful approximation.

Furthermore the speaker points out the close connection between the question of loadings and the valuation standard. If a Company adopts a mortality table giving higher than the usual mortality rates, a certain loading is already included in the net premiums and just the same is the case, if the rate of interest adopted would be inferior to the actual earnings of invested funds. The office premiums however have to cover, in addition to the net risk of mortality and interest, the whole costs of administration of every kind and the must finally contain a certain margin for extraordinary expenses and for constituting special funds in addition to the purely mathematical premium reserves. There is no difference, whether managing expenses, for inst. the costs of acquisition of new business, are placed directly to the charge of the annual



accounts or covered out of divisible surplus. Finally, it is always the tariff premium which must contain the equivalent of all such expenses. Special reserves should be formed by all Companies, even in those countries where such reserves are not made obligatory by law. The constitution of special reserves is in the interest of both the Companies and the policyholders. Consequently, the limits of tariff premiums should not be taken too narrow, in consideration of the fact that these premiums must be sufficient not only to secure to the Company a certain profit in the ordinary course of business, but also to allow the accumulation of security funds for the time of a crisis or for unexpected losses.

*Le Président :*

*Messieurs!*

La liste des orateurs est épuisée. La discussion sur le cinquième thème est close.

Je remercie M. le rapporteur général et les divers orateurs pour leurs intéressantes communications.

Je donne la parole à M. POLL, qui l'a demandée.

Herr EMERICH POLL (Budapest):

*Meine Herren!*

Erlauben Sie mir, in aller Kürze dem Komitee einen Antrag zu unterbreiten. Es wird die Herren vielleicht einmal und das andere Mal die Empfindung ergriffen haben, dass die Zeit, welche für die Vorbereitung der verschiedenen dem Kongress vorzulegenden Themen zur Verfügung steht, etwas zu knapp bemessen ist. Mehrere Themen sind derartig, dass sie eingehende Vorstudien und die Sammlung eines umfangreichen Materials erheischen. Dieses Material ist auch nicht immer im eigenen Wirkungskreise zu beschaffen, sondern man muss sich manchmal an Andere wenden um es zu erlangen. Das alles kostet viele Zeit und es wäre daher sehr erwünscht, wenn das permanente Komitee die Themen, welche den nächsten Kongress beschäftigen sollen, etwas früher veröffentlichen wollte, sodass noch genügende Zeit zur Verfügung bleibt um sie entsprechend zu bearbeiten.

Mein Antrag geht also dahin: es möge das permanente Komitee zwei Jahre vor dem Abhalten des Kongresses die Themen veröffentlichen.



M. POLL vient présenter une motion. Il estime que les rapporteurs ont généralement trop peu de temps pour préparer leurs rapports. Ils n'ont pas toujours en mains les documents nécessaires et sont obligés de s'adresser aux autres compagnies. A l'époque où les sujets sont publiés le temps peut faire défaut pour être prêt. C'est pourquoi il demande que les sujets soient annoncés plus tôt et il propose que le Comité Permanent soit invité à faire connaître deux années d'avance les sujets qui seront présentés au prochain congrès.

Mr. POLL, Budapest, wished to suggest to the Committee that the subjects for discussion at a Congress should be announced somewhat earlier than had hitherto been the case, in order to allow sufficient time for the preparation of the various Papers to be submitted. Mr. POLL suggested a period of two years before the date of the congress.

*Le Président :*

*Messieurs!*

Si le Congrès est d'accord avec M. POLL, je propose de faire tenir son vœu au Comité Permanent.

Ainsi est arrêté.

M. BÉGAULT (Bruxelles):

*Messieurs!*

Je ne demande pas mieux que de donner satisfaction à ce vœu, mais il faut tenir compte de l'époque où se réunissent les associations d'actuares qui doivent d'abord discuter les questions à proposer. On a demandé tantôt quel est le temps minimum de préparation d'un congrès. Je crois pouvoir affirmer que c'est approximativement le travail de 22 mois. Dans le pays qui organise le congrès la discussion des questions à présenter prend généralement l'hiver, puisqu'aucune des associations ne se réunit avant le mois d'octobre ou de novembre. Lorsque ces questions ont été discutées dans le pays qui organise le congrès, on les envoie au Comité Permanent qui les communique dans tous les pays, pour demander l'avis des associations d'actuares qui éventuellement ajoutent d'autres questions, qu'elles jugent d'intérêt

international. Il faut généralement trois mois et souvent des rappels, pour obtenir les réponses à cette communication. Les questions reviennent alors au pays organisateur qui les accepte ou demande certaines modifications; il s'écoule donc une bonne année pour le début des travaux, c'est-à-dire pour fixer le programme des questions. Généralement on accorde un an aux rapporteurs pour faire leurs rapports et au bout de cette année ils ne sont généralement pas faits et l'on doit insister pour les obtenir. Alors commence le travail de traduction dans deux autres langues. Les traducteurs n'ont pas toujours la même opinion que le Comité et il en résulte des échanges de lettres qui prennent trois mois. Quand les rapports sont imprimés et corrigés pour être envoyés aux congressistes il y a deux années d'écoulées; c'est le temps minimum qu'il faut pour préparer un congrès d'actuaire. Nous ne nous permettons évidemment pas de donner des instructions aux organisateurs du futur congrès, mais il est indispensable que ces Messieurs sachent qu'il faut deux années de travail ininterrompu pour arriver à la préparation d'un congrès!

Herr BÉGAULT weist darauf hin, dass bei der Organisation der Internationalen Kongresse die Vorbereitung des wissenschaftlichen Materials eine ausserordentlich komplizierte Arbeit bedeutet. Von der Veröffentlichung der Themen des wissenschaftlichen Programms bis zur Vollendung der Drucklegung vergehen ca. 22 Monate. Die Feststellung der Themen ist Sache des jeweiligen Organisations-Komitees. Das Comité Permanent wird gerne dahin wirken, dass die Veröffentlichung möglichst frühzeitig erfolge.

Mr. BÉGAULT shows that the preparation of a Congress takes a very long time and gives a good deal of work. There are about 22 months between the publication of the scientific programme and the distribution of printed reports. In the first line it is the duty of the organizing committee of the next congress to prepare the questions to be discussed. The Permanent Committee will however do its best to accelerate this work as much as possible.

M. MALUQUER Y SALVADOR, *Vice-président* pour l'Espagne et autres pays (Madrid):

*Messieurs!*

L'Institut de Droit international créé en 1873 et dont le seul

membre fondateur survivant est l'éminent jurisconsulte et ancien ministre hollandais Mr. T. M. C. ASSER, bien connu des congressistes, décida dans sa réunion de 1911 de prendre comme thème d'étude: le *régime international des retraites ouvrières*. Parmi les membres de la Commission d'études se trouve le Président de l'Institut National de Prévoyance d'Espagne, Mr. DATO, ancien Président de la Chambre des Députés; le rapporteur de cette Commission est Mr. MALUQUER Y SALVADOR. Tous deux appartiennent aux soixante membres qui forment l'Institut de Droit international et sont membres des Congrès internationaux d'Actuaires. Ils se proposent de solliciter en temps opportun du Comité Permanent des Congrès internationaux d'Actuaires son opinion au point de vue actuariel, opinion exprimée dans la forme qu'il jugera préférable.

Ce seront là les débuts de relations entre deux orientations scientifiques différentes qui permettront de présenter aux gouvernements des formules législatives concernant le régime international des retraites ouvrières avec les garanties voulues d'une préparation technique autorisée.

Herr MALUQUER Y SALVADOR gibt im Namen des internationalen Rechtsinstituts in Spanien dem Wunsche Ausdruck, dass zwischen dem Permanenten Komitee dieser Kongresse und dem internationalen Rechtsinstitut ein Zusammengehen herbeigeführt werde. Einen geeigneten Anlass hiefür sieht er in dem Umstande, dass das internationale Rechtsinstitut sich nunmehr mit der Frage der Arbeitsversicherung befasst. Er hofft, dass das Permanente Komitee in geeigneter Form versuchen wird, ein Zusammenwirken herbeizuführen.

Mr. MALUQUER submits to the Congress that to a certain extent the Permanent Committee of the Congress might co-operate with the International Institute of Law in Spain.

As a good occasion for bringing about such relation, the speaker considers the fact that the International Institute of Law is now making investigations on the subject of workmen's assurance. He expresses the wish that the Permanent Committee will take measures to come to a co-operation in whatever form it thinks convenient.

Le *Président*:

*Messieurs!*

Je propose de faire connaître au Comité Permanent la proposition de M. MALUQUER Y SALVADOR au nom du Congrès.

(*Applaudissements*).

M. SERGE DE SAVITCH (St.-Pétersbourg):

*Messieurs!*

L'assemblée générale des membres de la société pour l'étude scientifique des questions d'assurance m'a chargé de proposer au présent Congrès de vouloir bien choisir St. Pétersbourg pour la réunion du VIIIe Congrès International d'Actuaires.

Dans le domaine de l'assurance-vie la Russie occupe encore une position très modeste; la société au nom de laquelle j'ai l'honneur de formuler notre invitation ne compte que trois années d'existence et le nombre des sociétés privées reste dans les limites de la première dizaine; il n'y a que deux institutions d'Etat qui font des opérations d'assurance. Et dans la théorie et dans la pratique de l'assurance-vie nous ne sommes que vos élèves. Ainsi nous ne serons pas à même d'assurer au VIIIe Congrès le même succès et le même éclat qu'ont eu les congrès précédents, mais nous comptons sur le concours bienveillant des représentants des gouvernements et des actuaires de tous pays et sur leur indulgence amicale. Nous espérons que grâce à ce concours et à notre intense désir de faire tout ce qui est dans les limites de nos forces, le prochain congrès contribuera à l'avancement de notre science et par conséquent à la culture humaine en général.

J'adresse donc à tous les actuaires l'invitation chaleureuse de se réunir à St. Pétersbourg.

Je regrette beaucoup de ne pas pouvoir répéter mon invitation dans les langues de tous pays ici représentés. Je prie les actuaires hollandais de vouloir bien venir pour le prochain congrès à St. Pétersbourg; dans la ville créée par le Tsar PIERRE qui était un des grands élèves admirateurs de la Hollande.

L'orateur, continuant en hollandais, dit:

Ik noodig de Nederlandsche actuarissen uit, deel te nemen aan het volgende congres te St. Petersburg, in de stad, gesticht door

PETER DEN GROOTE, die een der grootste leerlingen en bewonderaars van Holland was.

*(Vifs applaudissements.)*

Der Redner, in der deutschen Sprache fortsetzend, sagt:

Im Namen des russischen Vereins für Versicherungswissenschaft beantrage ich, St. Petersburg als den Sitz des achten internationalen Kongresses für Versicherungswissenschaften zu erwählen. Ich gebe der Hoffnung Ausdruck, dass die Aktuare der verschiedenen Länder, mit welchen unsere Versicherungsgesellschaften seit langer Zeit in dem engsten Verkehr stehen, — insbesondere die deutschen und österreichischen — dem nächsten Kongresse eine ebenso tätige und erfolgreiche Teilnahme entgegenbringen werden wie sie auch den vorigen Kongressen erwiesen haben.

The speaker, continuing in English, said:

Gentlemen! I am very sorry not to be able to repeat my proposal in due words in English, but I beg all the English-speaking actuaries to believe in our sincere desire to see them all in St. Petersburg for the next Congress. I hope they will kindly accept our invitation to come to the capital of Russia in 1915.

*Le Président:*

*Messieurs!*

Vous avez entendu la gracieuse invitation de M. SERGE DE SAVITCH, la seule qui nous est parvenue, de sorte qu'il est inutile de la discuter. Le Congrès l'accepte avec empressement.

*(Applaudissements.)*

M. SERGE DE SAVITCH: Je remercie le Congrès.

Herr Ministerialrat Dr. JULIUS KAAH (Wien):

*Herr Präsident, verehrte Damen und Herren!*

Unsere Beratungen sind zu Ende. Heute Abend werden wir uns wohl noch im trauten Kreise finden, um Abschied zu nehmen von lieben Freunden und Kollegen, und ich bin überzeugt, dass dann von berufenster Seite der entzückenden Gastlichkeit dieses schönen

Landes und seiner Bewohner, und im Besonderen unserer holländischen Freunde gedacht werden wird.

In dieser feierlichen Stunde aber, glaube ich, geziemt es uns Rückschau zu halten und uns zu fragen, ob der Kongress von Amsterdam das gehalten hat, was wir uns von ihm versprochen haben, ob er sich würdig seinen 6 Vorgängern anschloss. Sie alle, meine Damen und Herren, werden wohl die Empfindung haben, dass wir das rückhaltlos bejahen können. (*Beifall*). Gestatten Sie mir, dass ich dem Ausdruck gebe und dass ich ganz besonders rühmend der Herren Berichterstatter aus allen Ländern gedenke, die uns durch ihre schriftlichen Berichte die Unterlage für die Diskussion geliefert haben und der Herren Referenten am Kongresse hier, die uns durch ihre ausgezeichneten mündlichen Resumés in die Diskussion eingeführt haben. Ihnen danken wir es in erster Linie, dass die Beratungen sich so überaus fruchtbar gestaltet haben, und dass hier eine neue Saat ausgestreut wurde, deren Früchte dem sozialen und wirtschaftlichen Fortschritte aller Nationen zu Gute kommen werden. (*Beifall*).

Aber, meine Damen und Herren, wer jemals mit der Veranstaltung eines solchen Kongresses zu tun hatte, der weiss, dass das Gelingen nicht allein von der wissenschaftlichen Bedeutung und von den Leistungen der Referenten und der Teilnehmer abhängt, sondern mindestens ebensosehr von der Leistung jener Herren, in deren Händen die Organisationsarbeit liegt. Es ist mir ein ganz besonderes Bedürfnis — und ich glaube damit in Ihrer aller Namen zu sprechen — dem Organisationskomitee für die grosse Mühe, die sie sich gegeben für das glänzende Arrangement des Kongresses, unseren aufrichtigsten, wärmsten Dank auszudrücken. (*Beifall*). Vor allem danken wir dem Herrn Präsidenten Prof. Dr. MULLER und den Herren Vize-Präsidenten und ganz besonders dem unermüdlichen und niemals ungeduldgigen General-Sekretär Herrn Dr. VAN SCHEVICHAVEN. Die Herren haben sich sowohl durch die ausserordentlich sorgfältige Vorbereitung als auch das glänzende Arrangement des Kongresses Verdienste erworben, die wir ihnen nicht vergessen werden.

Sie werden mir gewiss auch beistimmen, wenn ich in diesen Dank auch die Herren Translatoren, endlich auch das Bureau einschliesse, das in musterhafter Weise seine Aufgaben erfüllte. Nicht vergessen dürfen wir auch der jungen Damen des Bureaus, die in so liebenswürdiger Weise bestrebt waren, allen unseren manchmal



recht unbescheidenen Anliegen zu entsprechen. (*Lebhafter Beifall*).

So darf ich es denn zum Schlusse nochmals in Ihrer aller Namen aussprechen: Dank, herzlichen Dank allen jenen, die sich um das Gelingen dieses Kongresses Verdienste erworben haben. Sie haben damit ein Muster aufgestellt, dass wir allen Nachfolgern nur empfehlen können. (*Lebhafter Beifall*.)

Le président Prof. Dr. MULLER (Zeist):

*Messieurs!*

Nous voilà arrivés à la fin de nos travaux; pour la dernière fois le Congrès s'est réuni aujourd'hui, demain les congressistes se disperseront vers toutes les parties du monde.

C'est mon plus vif désir que les heures passées ensemble pour discuter les questions du programme laisseront un souvenir agréable à tous ceux, qui ont été présents. Le moment de juger le succès plus ou moins grand de ce Congrès du point de vue scientifique n'est pas encore venu; ce n'est qu'après la publication des procès verbaux des séances, après les avoir étudiés avec soin, qu'il sera possible de se former une opinion bien fondée sur le profit qu'en tirera la science.

Avant de nous séparer il me reste le devoir de remercier MM. les délégués officiels des Gouvernements étrangers et des diverses sociétés actuarielles, des sentiments de sympathie qu'ils ont exprimés envers la Hollande, de l'hommage rendu au mémoire de ses grands hommes, des témoignages d'amitié et de sympathie envers ses actuaux actuels.

Je remercie MM. les vice-présidents qui ont bien voulu me seconder dans mes devoirs en présidant pendant une partie des séances, de leur appui bienveillant.

Je remercie tous ceux qui ont gratifié le congrès en général ou les congressistes de leurs dons gracieux. Je mentionne spécialement la Algemeene Maatschappij van Levensverzekering à Amsterdam pour la magnifique publication des œuvres de STRUYCK, distribuée avec tant de libéralité.

Je remercie la Société l'Utrecht de son invitation gracieuse à venir visiter son Bien-fonds, où les congressistes ont pu voir comment une partie des capitaux dont les Compagnies d'Assurance disposent peut à la fois être bien placée et employée à augmenter la prospérité du pays.

Je remercie MM. les interprètes qui nous ont fait admirer leur

habileté sans pareil, et la presse qui a rendu compte de nos travaux.

Enfin je remercie tous les congressistes de leur présence aux séances et spécialement ceux qui ont pris part aux discussions de leur précieux concours. Le septième Congrès a démontré de nouveau l'esprit de fraternité qui unit les actuaires, le sentiment de bienveillance qui les distingue. J'avoue franchement, que ce n'est qu'en hésitant que j'ai accepté la fonction de président que l'idée d'occuper une place accordée aux congrès antérieurs à des hommes universellement connus dans le monde actuariel m'a réellement effrayé; mais votre indulgence a graduellement dissipé mon inquiétude. Je vous assure que les jours écoulés me seront inoubliables à jamais.

*(Applaudissements prolongés).*

M. BÉGAULT (Bruxelles).

*Messieurs!*

M. VAN DEN HEUVEL, Ministre d'Etat de la Belgique, me télégraphie pour demander qu'un congrès d'actuaires se réunisse à Gand, en Belgique, l'année prochaine.

Nous n'avons évidemment pas le temps de préparer un congrès dans un délai aussi court; de plus nous venons d'accepter l'invitation de M. DE SAVITCH.

L'invitation que je vous transmets dans ces conditions pourrait donc vous paraître une gasconnade. Mais puisque cette circonstance me permet de vous parler de l'Exposition de Gand, je tiens à signaler à ceux d'entre vous qui aiment les fleurs une occasion unique de voir réunies les merveilles de l'horticulture. Les Florales gantoises sont célèbres dans le monde entier et, à l'occasion de l'Exposition, auront un éclat inaccoutumé.

*Le Président :*

*Messieurs!*

Je peux ajouter que la Belgique est bien près de la Hollande. En 1913 nous célébrerons la fête de notre indépendance et tout le pays sera une exposition. J'espère que ceux qui visiteront la Belgique profiteront de l'occasion pour passer en Hollande.

*Messieurs!*

Heureusement le moment de se dire adieu n'est pas encore venu. Nous nous retrouverons tous au banquet de ce soir.

Je déclare clos le VIIe Congrès d'Actuaires.

## ALLOCUTIONS, PRONONCÉES AU BANQUET D'ADIEU,

Le Samedi 7 Septembre 1912,

8 heures du soir.

M. le Prof. MULLER (Zeist):

*Excellence, Mesdames et Messieurs!*

Pour la dernière fois les congressistes et leurs dames se trouvent réunies; le Congrès n'existe plus depuis cette après-midi, mais l'esprit de cordialité et d'harmonie qui l'a caractérisé est encore bien vivant à ce banquet.

D'après ce que j'ai pu remarquer par ci et par là, nos chers hôtes étrangers ne sont pas trop mécontents de la réception qui leur a été faite. Pourraient-ils bien éprouver après les jours passés en Hollande un peu de sympathie pour notre pays et pour ses habitants!

Si cela est vraiment le cas, ils ne pourront pas mieux manifester les sentiments qui les animent qu'en joignant leur vœux à ceux de mes compatriotes, quand je porte un toast si cher à tous les Hollandais, à notre bien aimée Souveraine et à son auguste époux, le Haut Protecteur du 7<sup>ième</sup> Congrès d'Actuaires.

Messieurs et Mesdames, je vous invite à vider ce verre à la santé de Sa Majesté la Reine Wilhelmina et de Son Altesse Royale le Prince Hendrik der Nederlanden.

Qu'ils vivent!

M. LE DOCTEUR VAN DORSTEN (Rotterdam):

*Excellence, Mesdames et Messieurs!*

Au nom du Comité Organisateur je remercie du fond du cœur les Gouvernements des diverses nations qui nous ont témoigné le vif et précieux intérêt qu'ils ont porté aux travaux de ce Congrès. Nous saluons respectueusement les délégués de ces Gouvernements, nous sommes fiers de leur présence ici.

Nous sommes également heureux de rendre hommage à Messieurs les Présidents d'honneur, au Bureau du Comité Permanent, aux Vice-présidents et aux Secrétaires des divers pays et aux délégués des Associations scientifiques étrangères. Nous saluons cordialement tous les autres membres du Congrès qui se sont

donnés la peine de venir à Amsterdam at de participer à nos travaux.

En somme, c'est à vous tous, nos chers convives, que mes paroles sont adressées.

Der Redner, in der deutschen Sprache fortsetzend, sagt:

Als vor drei Jahren, in Wien, unser hochverehrter Freund Dr. van SCHEVICHAVEN im Namen der niederländischen Regierung den Antrag zur Abhaltung des nächsten Kongresses in Holland unterstützte, fügte er hinzu, dass wir nicht versuchen würden den Empfang welcher den Kongressteilnehmern in Wien, Berlin und anderen Grossstädten bereitet wurde, zu überbieten, denn — so sagte er — wir sind ein einfaches Volk mit einfachen Sitten und Gewohnheiten.

Trotzdem, oder vielleicht gerade deswegen, haben Sie uns die Ehre bewiesen, in grosser Zahl hieher zu kommen. Wir sind Ihnen dankbar dafür.

Von unseren einfachen Gewohnheiten, insoweit sie Ihnen noch nicht bekannt waren, haben Sie sich in dieser Woche überzeugen können, obgleich diese Einfachkeit sich nicht bis dahin erstreckt, dass unsere Damen mit den traditionellen Hauben und unsere Herren auf Holzschuhen umherspazieren.

Wir haben nichts besseres zu tun gewusst als Sie, nachdem in vielen Beziehungen interessanten aber doch bisweilen ein wenig trocknen Sitzungen zu dem feuchten Elemente zu führen, zum Wasser, unserem grössten Feind, vor dem wir uns fortwährend zu schützen brauchen und zugleich unserem grössten Freunde, der nötigenfalls uns zu schützen vermag und dem wir teilweise unsere Existenz verdanken. Einige Teilnehmer haben es sich sogar gefallen lassen, fast einen ganzen Tag auf dem Wasser herumgeführt zu werden. Nur möchte ich Ihnen die Versicherung geben, dass das Wasser welches von oben herabfiel, nicht in unser Festprogramm aufgenommen war!

Meine Damen und Herren! Es war uns eine grosse Ehre und Freude, dass Sie uns durch Ihren Besuch die Gelegenheit geboten haben, die von vorigen Kongressen herrührenden freundschaftlichen Verhältnisse zu bestärken und neue Bande anzuknüpfen, und deshalb erlaube ich mir, im Namen des Organisations-Komitees eine Gesundheit auf Sie alle auszubringen.

Mesdames et Messieurs, je lève mon verre en l'honneur de vous tous!

Ladies and Gentlemen, I give you the toast of our guests!  
 Unsere hochverehrten, unsere lieben Gäste, sie leben hoch!  
*(Lebhafter Beifall.)*

M. A. BEGAULT (Bruxelles) :

*Excellence, Mesdames, Messieurs!*

Ce n'est pas sans appréhension que je prends la parole ce soir, tellement la tâche qui m'incombe est lourde et tellement je me croyais peu digne pour la remplir.

Je suis chargé en effet de présenter au Comité d'organisation du 7<sup>ième</sup> Congrès les remerciements des gouvernements étrangers, ceux des sociétés actuarielles et enfin ceux des membres qui ont participé aux débats de la semaine qui se termine aujourd'hui.

Ce serait donc le délégué de la Belgique qui parlerait au nom des grandes nations ici représentées, ce serait un pays où l'association des actuaires n'a pas 20 années d'existence qui aurait mandat de parler au nom des anciennes et puissantes sociétés scientifiques des autres pays. Non Messieurs, ce n'est à aucun de ces titres que je dois l'honneur qui m'échoit aujourd'hui, mais uniquement à mes fonctions de Président du Comité Permanent que vous voulez bien considérer comme le symbole de l'entente internationale pour la solution scientifique des questions se rapportant à l'assurance privée et à l'assurance sociale.

Pour la première fois on a vu une Altesse Royale accepter le haut patronage d'un Congrès d'actuaires: pour la première fois on a vu un prince daigner assister à l'inauguration de nos travaux; c'est à S. R. le Prince des Pays-Bas qu'iront donc nos premiers remerciements.

Son Exc. le Dr. TH. HEEMSKERK, ministre de l'Intérieur, prononça à notre première séance un discours qui a dû faire battre vos coeurs; car il fait bien augurer de l'empreinte actuarielle que porteront les nouvelles lois hollandaises en préparation. Et s'il m'autorise à me servir de sa propre comparaison je lui dirais que les chasseurs honnêtes d'assurances peuvent se réjouir de la future loi sur la chasse mais que les braconniers doivent trembler.

Jonkheer A. RÖELL nous reçut à l'hôtel de ville avec une cordialité que nous n'oublierons jamais.

Merci à eux et merci à tous les présidents d'honneur du Congrès.

La tâche du choix des questions à débattre, les conditions multiples exigées pour qu'elles puissent être non seulement intéressantes par elles-mêmes, mais d'un intérêt international, ont dû mettre à la torture les membres du Comité scientifique. Aujourd'hui le succès qu'elles ont obtenu est largement prouvé par les rapports qu'elles ont suscité dans tous les pays, formant ainsi pour l'avenir une précieuse documentation et par l'intérêt ininterrompu des discussions qu'elles ont provoquées. A lui nos plus vives et nos plus sincères félicitations.

La méthode de travail adopté à Amsterdam laissait aux Congressistes de nombreuses heures de liberté. Le comité des fêtes a su habilement l'employer, nous laissant encore sous le charme de la cordialité des réceptions qui nous ont été faites. A tous ceux qui se sont dévoués pour rendre inoubliable notre séjour parmi vous, merci de tout cœur.

Enfin que les dames Congressistes me permettent (bien qu'elles ne m'en aient pas chargé) de remercier en leur nom le comité des dames qui a bien voulu leur montrer les curiosités de la ville et ses trésors artistiques, les guider dans leurs excursions, en un mot qui a fait tout ce qui était possible pour leur faire oublier les heures d'isolement que leur imposait l'absence de leurs compagnons de voyage retenus au „Concertgebouw”.

Notre Président nous disait ce matin qu'il avait eu quelque crainte au sujet du Congrès d'Amsterdam. Qu'il me permette de lui dire que nous n'en avons aucune. Pourrait-il d'ailleurs en être autrement chez une nation dont la fière devise est : „Je maintiendrai” ?

Oui, mon cher Président, vous avez maintenu haut et ferme la réputation scientifique de nos Congrès d'actuaire. Tous ceux qui sont ici le proclament et je lève mon verre au Comité d'organisation en associant votre nom à celui de vos collaborateurs infatigables les plus immédiats : le vice-Président VAN DORSTEN, M. PARAIRA et le secrétaire-général J. VAN SCHEVICHAVEN.

Au Comité d'organisation un

Hip! Hip! Hourrah!

(*Applaudissements prolongés*).

Monsieur J. VAN SCHEVICHAVEN, Secrétaire Général :

*Mesdames et Messieurs!*

Après avoir travaillé *avec la plume et la machine à écrire* pour notre Congrès, je tiens avant que vous retourniez à vos pénates



et que Amsterdam ne soit pour vous qu'un souvenir plus ou moins humide, je tiens à y joindre *la parole*.

La conformité existante entre un Congrès et »la femme« m'a frappé l'imagination surtout dans ces derniers temps.

Par exemple: quand on dit en cachette du mal *d'une femme*, ça ne tarde pas que ça s'étend comme une tache d'huile; quand *un Congrès* n'est pas dans les bonnes grâces de quelques-uns, plusieurs acceptent bientôt cette opinion.

Par conséquence, la réputation d'un Congrès étant aussi délicat que celle d'une femme, nous vous prions de nous accorder toute votre indulgence en parlant des jours que vous avez passés ici.

Autre point d'accord:

Je me suis dit, bien que pour moi la chose soit incompréhensible, qu'il existe des hommes, qui ont en aversion, en haine même, toute la race féminine; ainsi il y a des gens qui ont juré une inimitié éternelle à tout ce qui s'appelle »Congrès«, et qui ont même inventé les définitions suivantes: Un congrès est une assemblée d'individus qui ont pour devise: »Parler, parler encore, parler sans cesse, mais surtout ne rien produire.«

Ou bien: »Un Congrès est un four, parfois chauffé à blanc, mais il n'en sort le moindre petit pain!«

Et pourtant, en acceptant cette dernière métaphore, je prétends que de notre four *sort* du pain et qu'il en sort même en abondance, parceque notre feu n'est pas mis au hasard et nous le soignons constamment.

L'esprit qui anime ce feu, c'est la science actuarielle et à elle l'honneur que notre travail reste productif.

Mesdames et Messieurs, il y a encore un autre esprit qui, à côté de celui de la science, fait âme à nos congrès; c'est l'esprit de solidarité toute amicale comme nous pouvons le constater de nouveau à l'occasion de ce banquet.

Et je vous demande, revenant au thème par lequel j'ai commencé, où serait un tel esprit de solidarité si les charmantes compagnes de nos congressistes n'avaient pas agrémenté de leur présence notre Congrès?

Il n'y a pas bien longtemps je fus profondément étonné par la lecture d'un article d'un journal d'assurances étranger, dans lequel il était dit (à titre d'encouragement pour participer à notre congrès actuel) que la beauté des femmes hollandaises jusqu'à dix-huit ans était »passable«, mais que passé cet âge, elles devenaient

laides, les femmes mariées même très laides puisqu'elles ont très souvent dix à douze et même jusqu' à vingt enfants!

Je vous demande, Mesdames et Messieurs, en toute sincérité, si cet article n'est pas l'œuvre d'un ennemi des femmes qui ne saurait être admis à nos congrès et surtout à notre table.

Rejouissons nous donc de la visite de toutes ces dames qui sont venues de toutes les parties du monde, pour voir avec leurs yeux de toutes couleurs, mais tous jolis, notre pays hollandais que nous aimons tant et dont nous laissons aux dames étrangères le soin de juger, d'apprécier ou de critiquer le sexe féminin.

Quoique ce ne soit pas à moi, hollandais, à louer en cette occasion mes compatriottes, je tiens à exprimer toute ma profonde gratitude et tous mes vifs remerciements au Comité des dames pour les grands services qu'elles ont rendus à nos hôtes étrangères.

Je lève mon verre en l'honneur des dames du Congrès qui ont égayé de leur présence nos heures de travail et de plaisir.

J'espère bien qu'elles continueront de participer encore très longtemps à nos congrès futurs.

Je bois à la santé de toutes les dames ici présentes.

*(Applaudissements prolongés).*

Herr Dr. VAN ELDIK (Amsterdam):

Damen und Herren, sehr geehrte Tischgenossen! Es sei mir erlaubt einen Augenblick Ihre fröhlichen Gespräche zu unterbrechen. Es ist nun einmal so, dass bei einem Festessen dieser und jener eine Tafelrede hält. Und nicht immer wird der Redner mit freundlichen Blicken begrüsst.

Ich bin indessen schon von vornherein Ihres Beifalls gewiss, indem ich Ihnen vorschlage, den Damen und Herren von der Presse einen Trunk zu widmen. Meine Damen und Herren Journalisten, wir wissen welch eine Menge von Arbeit von Ihnen geleistet wird, aber den Aufwand von Kräften, welche in diesen Tagen von Ihnen gefordert wurde, können wir nur ahnen. Wir danken Ihnen herzlich für Ihre glänzenden Leistungen, deren Wert wir richtig zu schätzen hoffen.

Ladies and Gentlemen! I propose the health of the ladies and gentlemen of the Press, who have given such a brilliant report of the proceedings of the VII<sup>th</sup> Congress of Actuaries!

Mesdames et Messieurs! Je lève mon verre à l'honneur des journalistes qui pendant cette semaine ont eu une tâche vraiment épuisante en donnant un rapport des faits et gestes du VII ième Congrès d'actuaire!

Die Damen und Herren von der Presse, sie leben hoch!

*(Lebhafter Beifall).*

Herr Hofrat Prof. Dr. BLASCHKE (Wien):

*Hochansehnliche Versammlung!*

Wenn ich in Ihrer aller Namen den holländischen Freunden und Kollegen für alles das, was sie uns in diesen Tagen geboten, unseren herzlichsten Dank ausspreche, möchte ich hinzufügen, dass wir Österreicher ganz besondere Ursache haben dankbar zu sein. Unsere holländischen Freunde haben die grosse Liebenswürdigkeit gehabt, den Österreichern den letzten Kongressort abzutreten. Sie haben als einzigen Gegendienst gefordert, dass wir in grosser Zahl den nächsten Kongress in Amsterdam besuchen und dem haben wir Folge geleistet. So sahen wir uns in diesen Tagen in einem Lande, reich an Wissenschaft und Kunst, in einem Lande, das allem Hohen und Edlen eine Heimstätte bereitet hat, in einem Lande mit schönen Frauen, mit Männern tiefen Ernstes und reicher praktischer Erfahrung. Dieses Land und dessen sympathische Bevölkerung haben wir kennen gelernt und wir haben auch gesehen, wie man Kongresse macht, die, ebenbürtig den unseren, doch in mancher Hinsicht ganz andere Ziele verfolgen.

Es wird der hochansehnlichen Versammlung bekannt sein, dass über die Art, wie Kongresse eingerichtet sein sollen, die Meinungen auseinandergehen. Auch hinsichtlich der Aktuarenkongresse ist man nicht übereinstimmender Meinung. Die einen wollen sich auf die rein aktuarielle Seite beschränken, die anderen meinen, dass der Kongress sich auch mit der Lösung anderer, über die rein aktuarielle Wissenschaft hinausgehender Probleme, mit der so wichtigen sozialen und nationalökonomischen Seite der Versicherungswissenschaft beschäftigen soll. Wer hier Recht hat, lässt sich, glaube ich, nicht mit einem Worte sagen, und wird einmal von der Geschichte entschieden werden, aber Sie alle werden mir beistimmen, wenn ich ausspreche, dass es diesmal gelungen ist

einen Kongress abzuhalten, der jedem von uns eine Fülle reicher und vielversprechender Anregungen gegeben hat.

Und dieser Kongress hat noch etwas anderes geleistet. Alle Versicherungskongresse haben Eins gemeinsam, das ist das Streben, den einzelnen Kongressisten die Möglichkeit zu bieten, vom Herzen zum Herzen sprechen zu dürfen und dafür zu sorgen, dass sich bei solcher Gelegenheit die Bande der Freundschaft unter den Fachgenossen fürs ganze Leben knüpfen. Das wird aber nicht besorgt während der wissenschaftlichen Verhandlungen, das wird bei den Veranstaltungen gewonnen, bei denen das Herz angesichts einer grossen Natur, angesichts der Leistungen edelster Kunst empfänglich und mittheilsam wird. Das haben unsere Aktuarenkongresse immer begriffen und darum ist auch der Aktuarenkongress einer jener wenigen, deren Teilnehmer nicht kongressmüde sind. Und diese grosse Pflicht der Kongresse hat vor allem der Amsterdamer Kongress erfüllt!

Niemals werden wir der Gastlichkeit vergessen, die uns hier von allen Seiten entgegengebracht wurde, niemals der schönen Ausflüge in die herrliche Umgebung, niemals der Darbietungen der Kunst. Wir wissen die Ehre zu schätzen, von der höchsten Stelle Ihres Landes begrüsst, von dem Bürgermeister empfangen worden zu sein. Immer wird in Erinnerung uns bleiben der feinsinnige Humor der *Soirée artistique*, die bewundernswerte Vollendung der musikalischen Darbietungen im gestrigen Konzerte; die mächtige, eigenartig holländische Landschaft in Scheveningen und Rotterdam, an der Natur und Arbeit in harmonischer Entfaltung jeden unbefangenen Beschauer zur Bewunderung hinreissen müssen.

Und bei solchem Kongresserfolge kann es niemand verwundern, dass wir uns schon wieder auf den nächsten Kongress in Petersburg freuen. Denn da werden wir alle unsere lieben Freunde wiedersehen. Die hochgeehrten und hochgelehrten Herren aus England und Frankreich, unsere lebenswürdigen Gastgeber, die weitgereisten Kollegen aus Japan, Australien, China, Amerika, unsere deutschen Freunde, die lebenswürdigen Herren aus Russland, Spanien, Dänemark, Schweden.

Fast mit Wehmut erfüllt es uns, wenn wir erwägen, dass all die Festesfreude in kurzer Zeit einer — wenn auch lachenden, duftigen — Erinnerung gewichen sein wird, insbesondere weil es ja drei Jahre, drei inhaltschwere Jahre dauert, bis wir uns wiedersehen werden. Dass aber diese Zeit im Zeichen des Sieges unserer

Idee, der Idee der Privatversicherung, stehen wird, dafür habe ich viele Hoffnung. Hoffnung in dem innigen Kontakte so tief ernster Männer, wie sie auf diesem Kongresse sich zusammengefunden haben. Hoffnung in der Jugend, die diesmal soviel zu Wort kam und sich als ebenbürtig ihren Lehrmeistern gezeigt hat.

Auf dass die Vertreter aller Nationen und alle, alle Freunde, die hier versammelt sind, sich am Petersburger Kongresse wiederfinden mögen, u. zw. wiederfinden im Zeichen der Privatversicherung, auf das erhebe ich mein Glass. (*Lebhafter Beifall.*)

Son Excellence M. HEEMSKERK, Ministre de l'Intérieur :

*Mesdames, Messieurs !*

Si je prends encore la parole, ce n'est pas pour prononcer un long discours, mais pour adresser mes remerciements au comité d'organisation, qui non seulement m'a fourni l'occasion d'assister à la séance d'ouverture de ce Congrès et de vous souhaiter la bienvenue au nom du Gouvernement de la Reine, mais aussi d'assister à ce banquet d'adieu, la dernière réunion de ce Congrès, probablement — avec tout le respect dû aux autres réunions — la meilleure.

Ce n'est pas dire que les autres réunions n'étaient pas bonnes ! Je n'ai pas eu l'avantage d'y assister, puisque d'autres affaires m'ont retenu, mais on peut être sûr qu'elles ont été bonnes, puisqu'il faut qu'on se soit trouvé dans ces réunions dans une atmosphère de réalité. On peut s'imaginer qu'aux congrès on fait souvent des discours où la phantasie joue un très grand rôle, mais dans la science que vous exercez c'est peu probable. Je sais bien que vous ne savez pas toujours prédire avec certitude l'avenir, vous ne faites que chercher à déterminer la probabilité, mais vous cherchez la réalité dans la probabilité et voilà votre force.

C'est ici une table où l'on s'amuse, où l'on cause, où l'on est amicalement ensemble, mais on voit que ce sont des têtes claires, des gens qui savent calculer. Ils ne se laissent pas égarer par leur phantasie. Mais, Messieurs, encore une fois, je crois que parmi toutes vos réunions celle-ci, la dernière, est la meilleure, puisque Messieurs les congressistes sont accompagnés de leurs compagnes. Ce n'est pas dire qu'il n'y ait pas de dames qui ont pris une part active aux travaux du Congrès. Il y a des dames qui avec toute la grâce de leur sexe ont la tête mathématique.

Ce n'est pas tout à fait la règle, mais cela arrive, et sans doute il y en a dans cette salle. Je n'ai pas l'honneur de les connaître, mais je les salue avec respect.

Aujourd'hui toutes les dames qui ont accompagné les congressistes sont réunies ensemble.

Quand on voit le genre humain comme il est — hommes et femmes ensemble — la vraie réunion cosmopolite est réalisée.

Qu'est-ce qu'un congrès? En latin on dirait »congressus«, c'est une occasion où l'on est venu ensemble de lieux divers pour mieux s'entendre et l'on est heureux si vraiment quelque chose y est traitée. Mais que les hommes, venus ensemble pour échanger des idées et des discussions s'embêtent si les dames restent chez elles et n'accompagnent pas leurs maris! Alors les souvenirs du voyage s'effaceront si vite. Par contre si hommes et femmes voyagent ensemble, ils causent ensemble de ce qu'ils ont vu et vécu ensemble. Et c'est pourquoi tout particulièrement en Hollande on se réjouit de la présence de toutes ces dames des congressistes, et je me réjouis de prendre part à cette meilleure séance.

Messieurs, Mesdames, la science actuarielle est très intéressante. Mais il y a encore quelque chose de plus intéressant — c'est la paix.

Il y a des représentants ici des nations qui quelquefois pensent à la possibilité de se faire la guerre! C'est très méchant et c'est très dangereux! Mais je suis bien sûr que tous les convives ici sont convaincus que dans leurs pays on ne désire pas ces choses, que la meilleure Europe est celle où les diverses nations vivent en paix ensemble. Les travaux auxquels ils se sont voués ensemble ici peuvent faire quelque chose pour favoriser la paix.

Mesdames et Messieurs, je vous demande la permission de boire à tous les étrangers. Qu'ils rentrent en paix, qu'ils conservent un bon souvenir de notre patrie... et qu'ils conservent la paix!

*(Applaudissements prolongés).*





## LA RÉASSURANCE DANS L'ASSURANCE-VIE EN ESPAGNE

PAR

ERNESTO BAZIN.

Actuaire du "Banco vitalicio de España". Barcelone.

---

Au début d'une étude concernant l'assurance-vie en Espagne, s'impose un avertissement préliminaire qui ne manque ni d'intérêt ni d'utilité, même si l'étude doit se limiter à la réassurance.

Dans ce pays, les risques sont pour la plus grande part courus par des compagnies étrangères, les compagnies nationales n'intervenant au total que dans le rapport de 2 à 5.

Les plus récentes statistiques laissent prévoir que cette situation tend à changer. On assiste, actuellement, en effet, à une véritable renaissance de l'assurance nationale; les premières manifestations en remontent à quelques 10 ans, et, au 31 Décembre 1910, ce fut, pour la première fois une compagnie nationale qui se présenta en tête de liste, avec le plus fort chiffre de primes pour ses risques en cours.

Cet exposé sommaire de la situation générale me conduit à solliciter au bénéfice de l'Espagne, une légère modification du titre, pour l'adapter mieux à son cas particulier.

Les compagnies étrangères, en majorité à la fois en nombre et en capitaux, out sans doute conservé, en matière de réassurance, les méthodes qui leur sont propres dans leur pays d'origine, aussi, les observations qui suivront, dérivent-elles de ce qu'il est possible de constater, sinon dans le pays tout entier, du moins uniquement dans les compagnies espagnoles.

En se tenant dans un cadre ainsi réduit aux seules compagnies nationales, il apparaît tout d'abord que deux d'entre elles couvrent approximativement les  $\frac{9}{10}$  des risques, et que l'une assure un total de capitaux égal environ au double des capitaux assurés par

l'autre. Si à cela j'ajoute qu'entre ces deux compagnies une entente existe, et que, sur la plus importante je suis mieux documenté, je puis espérer donner un rapport exact des conditions de la réassurance-vie en Espagne, et dans les limites que j'ai pris soin de tracer.

\* \* \*

La plus ancienne compagnie nationale d'assurance sur la vie en Espagne n'a pas un demi-siècle d'existence ; mon investigation porte donc sur un temps relativement court, et cependant, un souci constant de perfectionnement, d'une part, et l'assujettissement à une réglementation nouvelle, d'autre part, ont amené de profondes modifications dans les méthodes en usage.

En raison de ces modifications, le temps écoulé depuis la date de fondation des compagnies nationales peut se partager en trois périodes :

la première s'étend de l'origine à la fin du siècle dernier, époque à laquelle se place cette renaissance à laquelle j'ai fait allusion ;

la deuxième commence avec le siècle présent et s'étend jusqu'à la fin de 1908, date de l'entrée en application de la loi du 14 Mai de la même année ;

la troisième est celle dans laquelle nous sommes aujourd'hui.

a. Une absence totale de principes généraux ou de règles fixes, est surtout la caractéristique de la première période.

Toutes les fois qu'une administration jugeait ne pas devoir conserver la totalité du risque qu'elle avait accepté, elle passait l'excédent à une compagnie ayant représentation sur la place. Toute autre question de convenance mise à part, la seule déterminante paraît avoir été la comparaison des tarifs ; on se décidait pour le tarif le plus bas.

Une fois l'excédent accepté, généralement par une compagnie étrangère, anglaise le plus souvent, copie des pièces du dossier était adressée à l'entreprise choisie. Celle-ci, suivait le sort du contrat principal pour la partie réassurée, mais aux seules conditions générales de ses polices, ou numériques de ses tarifs ; c'est-à-dire que, ayant considéré, dès l'acceptation, le premier assureur comme un intermédiaire ordinaire, et lui ayant payé une commission au même taux qu'à tout autre producteur en titre, le réassureur

assimilait l'assuré à l'un quelconque de ses clients directs, dans tous les accidents qui pouvaient survenir à la police.

Ce système, sans inconvénient si le contrat était toujours parvenu à son terme naturel, échéance ou sinistre, ou abandonné peu après la souscription, pouvait être préjudiciable à l'assureur dans le cas où, la police ayant plus de trois ans de durée, l'assuré exigeait la réduction ou le rachat.

Les valeurs de liquidation du réassureur pour sa part et suivant ses conditions propres étaient, en effet, inférieures à celles que l'assureur principal donnait proportionnellement ; d'où, entre le prix de rachat reçu par l'assureur pour la part réassurée et la somme versée au client pour cette même part, une différence que ne suffisait jamais à combler la capitalisation du bénéfice réalisé chaque année, par suite de la différence des primes.

L'inconvénient s'accroissait davantage encore pour l'assureur dans les cas où la police de réassurance était établie dans une forme autre que celle de la police principale, une combinée par exemple, dont on réassurait seulement une part du risque de décès en vie entière à primes temporaires ; car, outre le rachat et la réduction qui étaient déjà deux causes de perte éventuelle, la liquidation totale à l'échéance en constituait une troisième.

Ce mode de procéder, dont présentement nul ne se dissimule l'imperfection, m'a personnellement mis deux fois en correspondance avec mon collègue d'une compagnie réassureur : une première fois à propos du prix de rachat d'un contrat réassuré pour partie dans sa propre forme, une seconde fois à propos du prix de rachat d'une combinée réassurée en vie entière à primes temporaires.

Je m'empresse de dire, que dans l'un et l'autre cas, la compagnie réassureur voulut bien accorder une valeur de rachat supérieure à celle qui résultait de son échelle accoutumée, et plus rapprochée de sa réserve au jour de la liquidation, faveur qui diminuait d'autant le préjudice éprouvé par le premier assureur.

Toutefois, à l'occasion de la combinée réassurée en vie entière, une objection me fut faite, qui me paraît intéressante à rappeler „Il ne semble pas, m'écrivait-on, „que notre police soit une réassurance de la vôtre, mais bien un contrat indépendant, avec ses conditions propres.” J'eus à peine besoin de faire observer dans ma réponse que nos prédécesseurs n'avaient jamais eu en vue,

en présentant la rétrocession, autre chose que la réassurance d'une partie du risque qu'ils avaient accepté.

Ce seul souvenir nous montre en passant que si l'on est généralement d'accord sur la définition de la réassurance en tant qu'opération, on l'était moins alors, c'est-à-dire hier, sur la définition d'un contrat réassuré. Il reste établi, en tout cas, qu'une police réassurée sous une forme autre que celle pour laquelle elle fut souscrite, pouvait prêter à discussion. Pour ma part, j'ai toujours distingué le contrat direct du contrat réassuré à ce que celui-ci est signé, à titre de contractant, par le premier assureur, et qu'il repose sur la tête d'un tiers qui est l'assuré, tandis que celui-là porte la signature du client lui-même, contractant ou assuré.

Il ne m'a pas été donné de retrouver sur quel critérium se basaient les assureurs d'alors, pour décider des quotités à rétrocéder; aujourd'hui, à distance, j'incline à penser qu'on se fixait davantage sur les conditions extérieures du risque (valeur physique et morale de l'assuré, rapport médical, etc.) plutôt que sur son importance numérique; élément fragile à la vérité, mais en l'employant les administrateurs croyaient peut-être dépenser une plus grande somme de prudence.

b. Ces pratiques, ou pis, ces errements se poursuivirent jusqu'à ce que les compagnies anglaises ayant modifié leurs tarifs dans le sens d'une augmentation des primes, l'assureur espagnol trouva moins avantageuses leurs conditions de réassurance. Cette circonstance le conduisit à la seconde période de notre division chronologique qui se caractérise par l'adoption simultanée par l'assureur et le réassureur, de dispositions précises qui furent successivement le simple accord, la convention facultative et le contrat obligatoire.

Que cette dernière énumération s'appuie sur une terminologie elle-même conventionnelle, c'est hors de doute; mais on m'excusera, je l'espère, d'avoir choisi des mots qui, tout en étant au fond quasi synonymes dans le langage courant, restent suffisamment dissemblables pour désigner des actes qui comportent entre eux des différences essentielles.

Le simple accord s'établissait à la suite d'un échange de lettres au moyen desquelles les correspondants décidaient d'un capital maximum, variable avec la catégorie d'assurance et l'âge de l'assuré, et que le réassureur pourrait à sa volonté accepter ou refuser.

Le maximum des capitaux susceptibles d'être proposé en réassurance, avait été choisi comme il suit :

*Assurances Vie entière*

jusqu' à l'âge de 40 ans inclusivement	{	sur une tête 25.000 pesetas	
		sur deux têtes 20.000 »	
de 40 ans $\frac{1}{4}$ à 50 ans.....	{	sur une tête 20.000 »	
		sur deux têtes 15.000 »	
de 50 ans $\frac{1}{4}$ à 59 ans.....	{	sur une tête 15.000 »	
		sur deux têtes 10.000 »	

A partir de 60 ans inclusivement, on acceptait seulement dans des cas très spéciaux et jusqu'à 10.000 pesetas sur une tête, et 5000 pesetas sur deux têtes, mais on appliquait le tarif complet, c'est-à-dire sans réduction de 10 p.  $\frac{0}{10}$  et en stipulant la renonciation à la participation dans les bénéfices.

*Assurances Mixtes*

jusqu'à 40 ans inclusivement.....	25.000 pesetas
de 40 ans $\frac{1}{4}$ à 50 ans.....	20.000 »
de 50 ans $\frac{1}{4}$ à 59 ans.....	10.000 »
de 60 ans et au-dessus .....	0 »

*Assurances à terme fixe*

jusqu'à 40 ans inclusivement.....	30.000 pesetas
de 40 ans $\frac{1}{4}$ à 50 ans.....	25.000 »
de 50 ans $\frac{1}{4}$ à 59 ans.....	15.000 »
de 60 ans et au-dessus .....	0 »

*Assurances temporaires*

jusqu'à 40 ans et pour les durées	
de 5 ans au plus.....	15.000 pesetas
de 40 ans $\frac{1}{4}$ à 50 ans inclus.....	10.000 »
de 50 ans et au-dessus .....	0 »

*Assurance de Survie.*

jusqu'à 40 ans (âge de l'assuré).	{	capital.....	15.000 pesetas	
		rente annuelle	2.000 »	
de 40 ans $\frac{1}{4}$ à 50 ans.....	{	capital.....	10.000 »	
		rente annuelle	1.000 »	
de 50 ans $\frac{1}{4}$ à 59 ans.....	{	capital.....	5.000 »	
		rente annuelle	500 »	
de 60 ans et au-dessus .....			0 »	



On s'était en outre accordé sur les bases des commissions et sur les taux à employer pour calculer celles-ci : on payait une commission de première année et une commission d'encaissement les années suivantes.

La convention facultative, intermédiaire entre le simple accord et le contrat obligatoire, se rapproche davantage de ce dernier en ce sens que ses stipulations se trouvent codifiées par articles en un acte en due forme.

L'assureur garde la faculté d'offrir ou de ne pas offrir toute part convenue de ses excédents au réassureur intervenant, mais celui-ci perd tout droit de refuser l'offre à lui faite.

L'assureur impose sa propre règle et son propre sort à son réassureur qui doit le suivre dans toutes les opérations relatives à la police réassurée, proportionnellement au capital retrocedé.

L'usage s'établit de constater les opérations à l'aide d'un bulletin et d'une police de réassurance usités encore aujourd'hui.

Fixation du taux des commissions, règles de comptabilité spéciale, soumission à l'arbitrage des divergences qui peuvent surgir sur l'interprétation ou l'application de la convention, durée de celle-ci et conditions de sa prolongation, sont autant de points prévus dans l'acte, mais qui, presque sans variante, doivent se représenter dans le contrat obligatoire, ce pourquoi je ne m'y attarde pas pour le moment.

C'est dans un exemple de convention facultative que, pour la première fois, nominativement et numériquement, les compagnies se déclarent leurs pleins.

Ils sont à cette époque, pour l'une :

25.000	pesetas	pour les	vie entière ;
35.000	„	„	„ mixtes ou combinées ;
50.000	„	„	„ termes fixes ;

et pour l'autre :

50.000 pesetas pour toutes les combinaisons.

Chacune des compagnies cédait facultativement à l'autre, qui s'obligeait à l'accepter, l'excédent de ses pleins sur les assurances acceptées directement par les Sociétés intervenantes, en un ou plusieurs contrats, aux conditions de la police et avec les tarifs de la compagnie cédante, et sous la condition expresse que la somme conservée par celle-ci sur des contrats nouveaux ou anciens, s'élevât au moins à une somme égale à celle qu'elle cédait.

Il était entendu, d'ailleurs, que les deux compagnies ne pouvaient mutuellement s'offrir une somme supérieure à leurs pleins respectifs.

En l'esprit de ceux qui rédigeaient cette clause, la réciprocité devait jouer un grand rôle dans les opérations de réassurance ; l'événement ne répondit pas à cette espérance, et, ni simples accords ni conventions facultatives, n'eurent la fortune qu'on avait escompté.

C'est surtout, et même uniquement entre compagnies nationales que des actes de ce genre avaient été passés, et, sur trois sociétés de l'intervention desquelles des traces me restent, une a disparu après avoir transmis son portefeuille-vie, une autre a partagé son activité entre diverses branches, et la troisième s'est adressée à des compagnies étrangères pour le placement de ses excédents.

C'est alors que furent signés par celles-ci et par l'assureur espagnol des contrats obligatoires, qui, modifiés ou non, sont encore en vigueur actuellement.

Assez généralement, ces contrats ont été souscrits avec des compagnies s'occupant plus spécialement du placement des excédents. Leur texte, du fait même de cette circonstance, est établi sur un type communément répandu, modèle uniforme qui, au cours du temps, ne souffre que des modifications de détail ; il fixe les usages de la pratique, et bien qu'on puisse à priori le supposer connu, je le reproduis ci-après, en désignant, pour plus de simplicité, l'assureur par A et le réassureur par R.

Article I. A s'engage à céder en réassurance à R qui s'engage à l'accepter l'excédent de ses pleins jusqu'à concurrence de.... fois le plein qu'il conserve sur toutes les réassurances consenties directement par lui, en un ou plusieurs contrats, en conformité des conditions générales de ses polices et de ses tarifs, à condition que la somme conservée par A, sur anciens ou nouveaux contrats, se monte au maximum à.... pesetas. Cette somme pourra être réduite à.... pesetas pour les assurances reposant sur des têtes âgées de plus de 55 ans ou se rendant dans des pays sujets à surprimes.

Article II. L'application d'une réassurance sera faite de droit par l'envoi à R d'un avis de réassurance dûment rempli suivant le formulaire adopté.

Dès qu'une réassurance ainsi notifiée aura été regularisée, A remettra à R une copie de la police principale et des pièces

relatives à la proposition d'assurance, et, en double expédition, la police de réassurance dont un exemplaire sera retourné à A, revêtu de la signature de R.

Dans le cas cependant où la réassurance s'élèvera à 10,000 pesetas ou au-dessus, les copies des pièces relatives à la proposition d'assurance seront envoyées en même temps que l'avis de réassurance.

Article III. Les réassurances seront acceptées par R aux clauses et conditions des polices de A, à l'exception, toutefois, des clauses relatives à la participation dans les bénéfices de la compagnie, qui sont sans effet pour R.

R s'engage à suivre A dans toutes les modifications qui pourraient être apportées aux contrats des assurés de A, notamment pour le fractionnement des primes ainsi que pour les autorisations données par lui à ses assurés de voyager en pays étrangers, avec ou sans surprime. R recevra par contre, toute surprime que A recevra lui-même.

Article IV. Les réassurances seront cédées aux primes des tarifs de A. Il sera fait une déduction de 10 p  $\%$  pour les assurances souscrites avec participation, et ce, pour ramener à la non-participation, le réassureur.

Article V. Les réassurances, le paiement des primes et le règlement des sinistres se feront en pesetas, quelle que soit la monnaie du pays où l'assurance est contractée.

Article VI. Les rachats, comme les réductions, seront calculés sur les tarifs de A, et R devra y participer au prorata de la somme couverte par lui.

Dans le cas d'annulation pour cause de non-paiement de la prime par l'assuré, R restituera à A son prorata sur les primes non rentrées, diminué de la commission y afférente.

Article VII. En cas de décès d'un assuré, A informera R dès que l'avis de décès lui sera parvenu, et lui adressera une copie certifiée conforme des actes de naissance et de décès et du certificat post-mortem ainsi que de la quittance du sinistre, dès que son règlement aura été effectué.

Dans le cas où A ne paierait qu'une partie de la somme assurée, la contribution de R se réduirait dans la même proportion que la somme principale.

Article VIII. Les réassurances seront faites aux commissions ci-après :  
.....

Article IX. Les primes et commissions, de même que les con-

trats échus, les sinistres et les rachats se régleront en compte non producteur d'intérêts.

Les comptes seront établis par R au plus tard un mois après chaque trimestre naturel.

La partie créancière réglera dans la huitaine.

Article X. Toute contestation qui pourrait surgir sur l'interprétation du présent traité sera soumise au jugement de deux arbitres nommés par chacune des parties. En cas de désaccord, les deux arbitres en nommeront un troisième pour les départager.

Ils jugeront en dernier ressort et sans appel.

Article XI. Le présent contrat est fait pour une période de . . . . année . . . . à partir du . . . .

Il se continuera pour une période égale à moins que l'une des parties ne l'ait dénoncé à l'autre . . . . mois avant l'expiration de la période en cours.

Fait double, etc. . . . .

Conformément à ce traité, ou à tout autre analogue au fond, l'assureur espagnol, environ depuis 1905, pratique la réassurance de ses excédents de risques.

Les bulletins et polices de réassurance en usage à cette fin de la seconde période, nous les retrouvons encore au jour où nous sommes dans le courant de la troisième période dont j'exposerai tout-à-l'heure les particularités.

Il est de convention expresse que le bulletin de réassurance doit exprimer son numéro d'ordre, le numéro de la police souscrite, la classe à laquelle elle appartient, la somme assurée, la date de naissance de l'assuré, son nom et éventuellement celui du contractant ainsi que tous autres renseignements que nécessiterait le réassureur s'il avait à élaborer lui-même la police principale.

La police de réassurance est émise par l'assureur et signée à la fois par l'assureur et le réassureur; elle énonce que celui-ci a pris connaissance des conditions générales et particulières du contrat principal émis par celui-là; elle porte indication de la classe de la police principale, de la somme réassurée, de la prime correspondante, de la date d'échéance du contrat et des dates du paiement de la prime ou de ses fractions.

C'est, en somme, réduite à ses éléments essentiels, une police complète, d'usage constant entre les compagnies et pour laquelle le contrat obligatoire supplée à ce qu'elle peut avoir de déficient.

c. Au commencement de 1909, date de l'entrée en vigueur de la loi du 14 mai 1908, l'assureur espagnol a dû envisager la situation que lui créait l'application d'une législation nouvelle et, en raison des circonstances même, deux ordres de faits se sont manifestés, relatifs l'un au rétablissement des rapports entre les compagnies nationales, l'autre aux mesures à prendre en ce qui concerne les réserves des capitaux réassurés.

Les compagnies nationales ont renoué leurs relations sur la base de la réciprocité rendue obligatoire par contrat, entente qui, tout d'abord, obligeait à une modification dans le texte du contrat qu'on vient de lire, l'article 1 recevant la rédaction que voici:

„*A* s'engage à céder à *R* qui s'engage à l'accepter, les  $\frac{n}{m}$  de l'excédent de ses pleins, jusqu'à concurrence de 3 fois le plein conservé par lui, pour des opérations sur des têtes ne dépassant pas l'âge de 50 ans, 2 fois sur des têtes ne dépassant pas l'âge de 55 ans et 1 fois sur des têtes dépassant 55 ans.

„Les pleins conservés par *A* pour son propre compte sont les suivants:

Pesetas 25.000	pour les vie entière;
» 35.000 » »	mixtes et combinées;
» 50.000 » »	termes fixes.

„Ces pleins pourront être réduits respectivement à:

Pesetas 15.000
» 25.000
» 35.000

pour des assurances reposant sur des têtes de 50 ans et plus, ou qui se rendent dans des pays sujets à surprimes.

„*A* aura le droit de conclure de nouveaux contrats de réassurance pour les sous-pleins sans que les conditions du traité soient modifiées; *A* devra cependant donner à *R* avis de telles conventions.”

Cette disposition nouvelle permet à *A*, d'une côté, de s'engager dans tous les cas pour  $\frac{m-n}{m}$  de ses excédents en faveur d'autres réassureurs que je désigne par *C*, et, d'un autre côté, de diminuer dans une certaine mesure les pleins ci-dessus, pour donner en réassurance à *C*, la différence entre le plein ainsi réduit et le capital assuré, jusqu'à concurrence de la différence entre le plein réduit et le plein primitif.

Cette possibilité a été rendue obligatoire par des traités qui sont encore des contrats de réassurance, mais qui, par nécessité d'établir une distinction à propos de la provenance des sommes réassurées,



ont reçu le nom de contrat de surplein et contrat de sous-plein.

Ainsi, d'une assurance vie entière de 60000 pesetas sur une tête de moins de 50 ans, et, en supposant qu'en faveur de *C*, il réduise ses pleins de 5000 pesetas, *A* fera la répartition suivante :

Soit  $\frac{n}{m} = \frac{3}{4}$  :

à *R*, en exécution du contrat obligatoire :

$$\frac{3}{4} \times (60.000 - 25.000) = 26.250 \text{ pesetas.}$$

à *C*, 1<sup>o</sup>. en exécution du contrat de surplein :

$$\frac{1}{4} \times (60.000 - 25.000) = 8.750 \quad \text{»}$$

2<sup>o</sup>. en exécution du contrat de sousplein..... 5.000 »

et il conserve pour lui-même..... 20.000 »

Total.... 60.000 pesetas.

Les traités, sur des bases numériques identiques ou différentes établissent la réciprocité obligatoire de *C* vis-à-vis de *A*.

Que si, par suite d'une production moins active ou pour toute autre cause, une compagnie a réassuré moins qu'elle n'a reçu en réassurance, le contrat pourvoit au rétablissement de l'équilibre sous forme de commission supplémentaire :

„Il sera procédé dans le premier trimestre de chaque année, à un décompte des cessions faites par chaque compagnie, en capitaux assurés au cours de l'exercice précédent.

„La comparaison en résultant donnera droit, au profit de la compagnie dont le chiffre de cessions sera le plus élevé, à un rappel de commission décompté à raison d'un pourcentage sur les primes de seconde année correspondant à l'écart entre les capitaux cédés et les capitaux reçus en réassurance”.

Un simple avis d'application adressé au réassureur chaque fois que l'un des contrats sort son effet, suffit à rendre effective la réassurance.

Par conséquent, pas de copies de pièces; pas d'étude préalable d'un dossier plus ou moins volumineux; nul surcroît de besogne immédiate dans les bureaux, ceux-ci se bornant à dresser plus tard et uniquement pour régularisation, une fiche de réassurance signée par la compagnie cédante.

Les sociétés nationales marquent une tendance à rechercher et à multiplier ces contrats de réciprocité obligatoire avec compensation; elles ont trouvé là un heureux procédé de division des risques sans nulle déperdition productive, et se montrent décidées pour l'avenir à généraliser leur méthode dans la mesure du possible: elles ne feront leurs cessions d'excédents que sous réserve qu'elles recevront des quantités égales de rétrocessions.



Outre les avantages que, au point de vue industriel ou financier, ces contrats d'ordre particulier peuvent reporter sur les Compagnies qui les ont adoptés, ils ont eu cette heureuse conséquence de faire revivre entre les Compagnies espagnoles, le principe de l'acceptation des réassurances. — J'ai signalé déjà, qu'avec la disparition des simples accords ou des conventions facultatives, ce principe était tombé en désuétude.

Ici se place une courte remarque.

Si l'on observe les chiffres des capitaux en cours et des capitaux réassurés pour les deux principales Compagnies nationales, on s'aperçoit qu'alors que l'une d'elles a retrocédé environ 20 p. % de ses risques en cours, l'autre, et c'est la plus importante, ne réassure guère plus de 8 p. % de son portefeuille.

Bien que ce ne soit pas le lieu d'analyser une telle différence, on peut évidemment l'attribuer aux chiffres du plein, beaucoup plus élevés dans une société que dans l'autre.

Par contre, dans l'état actuel de la publicité exigée des Compagnies, aucun document ne permet de se rendre compte des sommes acceptées en réassurance par les entreprises nationales; tout ce que je puis dire, c'est que jusqu'à la fin de 1909, la Compagnie qui utilise mes services, liée par le traité dont j'ai rappelé la teneur, a placé tous ses excédents, et qu'il était dans sa règle d'administration de n'accepter que très extraordinairement les réassurances qui lui étaient proposées; les quelques rares polices de ce genre ont été confondues avec les affaires directes dans les mêmes catégories, et elles sont en si petit nombre que, même mises à part, elles ne sauraient donner lieu à aucune conclusion d'expérience.

Quant aux réassurances acceptées en vertu des traités de sous-plein ou de surplein, bien qu'après une seule année d'observation, leur nombre soit relativement important, elles sont de souscription trop récente pour qu'elles puissent se prêter à une statistique utile.

Je donne cela tout de suite comme excuse valable de l'impossibilité où je me trouverai de traiter le troisième point du thème en question, avant d'écrire quelques lignes à propos du second.

\* \* \*

Les compagnies espagnoles ne se sont livrées à aucune recherche spéciale en vue de la détermination du plein qu'elles adopteraient pour chaque combinaison.

C'est absolument au jugé, et en se comparant, à d'autres sociétés d'une importance qu'elles pensaient pouvoir être la leur, soit présentement, soit dans l'avenir, qu'elles se sont arrêtées à des quantités d'une certaine importance pour les vie entière, plus importantes pour les mixtes, plus importantes encore pour les termes fixes.

On peut même aller jusqu'à dire que la fixation empirique des chiffres du plein a été inscrite dans la limitation des pouvoirs des administrateurs et sous réserve que l'expérience démontrerait si ces chiffres avaient été adoptés judicieusement.

A des pleins de cette sorte, on a seulement demandé qu'ils permettent, toutes autres conditions remplies, d'établir l'équilibre de la balance comptable de telle façon que celle-ci fut approuvée.

Il en a été ainsi jusqu'à présent; tant qu'il en sera de même, et à moins de conventions particulières sous forme de contrats de sous-plein, il y aura peu de chances de variation dans les chiffres actuellement en usage.

Ces chiffres, que j'ai eu l'occasion d'énoncer pour une compagnie avec les articles des contrats obligatoires, sont les suivants:

Pour des têtes de :

	50 ans au plus	plus de 50 ans
Vie entière.....	Pesetas 25.000	Pesetas 15.000
Mixtes et combinées.....	» 35.000	» 25.000
Termes fixes.....	» 50.000	» 35.000

Ils peuvent être réduits par le fait d'un contrat de sous-plein.

Dans une autre Compagnie, le plein est uniformément de Pesetas 15.000.

Une troisième compagnie nationale a passé avec une société à l'étranger un contrat de réassurance en vertu duquel elle a, depuis sa fondation rétrocédé environ 50 p. % de tous ses risques: les fortes propositions ne lui étant pas adressées, ou en conclut qu'elle n'a pas eu à convenir d'un maximum bien élevé à conserver par devers elle sur ses diverses combinaisons; au surplus, prise pour l'instant entre les exigences de ses traités à l'étranger et celles de la réglementation espagnole, elle se considère comme obligée à la cession de ses affaires-vie.

Trois au quatre autres sociétés nationales se livrent plus particulièrement ou exclusivement sur des têtes jeunes (en vue de la conscription, par exemple) à des opérations qui ne se prêtent pas à la réassurance et ne portent que sur de petits capitaux; pour

cette raison, elles n'ont pas eu à se poser la question du plein.

J'ai déjà cité, et je le répète ici pour mémoire, qu'une société aujourd'hui disparue, conservait pour sa propre part un maximum de 50.000 pesetas sur toutes les combinaisons; il n'est peut-être pas trop exagéré de supposer que l'adoption d'un chiffre aussi haut par une compagnie qui se fondait, n'est pas étrangère aux raisons de la brièveté de son existence éphémère et de la vente de son portefeuille.

Dans la pratique des rétrocessions, des divergences d'appréciation se sont produites dans certains cas sur l'estimation même du plein.

Supposons un premier contrat souscrit en vie entière par une tête de moins de 50 ans et pour un capital de 20.000 pesetas. Il n'y a pas lieu à réassurance.

Supposons une seconde tête, dans les mêmes conditions d'âge, souscrivant une mixte de 30.000 pesetas. Il n'y a pas davantage lieu à réassurance.

Que, simultanément ou successivement, une seule et même tête souscrive ces deux contrats, au-dessus du plein de quelle catégorie convient-il de compter l'excédent?

Si par plein on entend la quantité maximum pour laquelle l'assureur s'engage en cas de sinistre, le plein sera celui de la vie entière; mais si l'on admet que le réassureur puisse rétrocéder en totalité le contrat de vie entière, le plein sera celui de la mixte.

On s'est arrêté à un moyen terme; on réassure la somme des capitaux souscrits au-dessus du plein de la combinaison pour laquelle il est le plus élevé.

Supposons maintenant qu'une même tête intervienne, dans divers contrats d'une même catégorie ou de catégories différentes, les uns sur cette seule tête, les autres sur cette tête groupée avec d'autres; elle est seule assurée pour une mixte de 35000 pesetas (plein) et assurée avec une seconde tête pour une autre mixte de 20.000, comment calculer l'excédent?

A ne regarder que la combinaison, et si les deux têtes ont moins de 50 ans, le plein sera 35000 et le second contrat devra être réassuré en totalité. Mais, à considérer que le second contrat repose sur deux têtes, on se demande s'il ne faut pas diviser le capital du second contrat en deux parts, proportionnellement à l'évaluation du risque que chaque tête fait courir à l'assureur, et, une fois effectuée cette division, réassurer seulement la part

correspondante à la seule tête sur laquelle repose déjà le plein.

C'est à la première solution qu'on s'est arrêté; toute tête assurée dans un groupe est traitée comme assurée isolément et pour le capital total souscrit par le groupe.

\* \* \*

Pour terminer, et en substitution de cette troisième partie du programme que, plus haut, je me suis déclaré empêché d'aborder, il ne me reste plus qu'à noter quel a été, sur les relations entre l'assureur espagnol et ses réassureurs à l'étranger, l'effet de la loi du 14 Mai 1908, entrée en application le 1<sup>er</sup> Janvier 1909.

Le législateur, et après lui le réglementateur, paraît avoir eu un grand souci de surveillance sur les opérations de réassurance effectuées par les compagnies sur les contrats par elles acceptés.

Si l'on se reporte aux modèles des états qui, en exécution de l'article 14 de la loi, doivent être publiés et fournis au Commissariat Général des Assurances, on observe tout d'abord qu'une séparation précise est imposée entre ce qui s'est fait avant et après le 1<sup>er</sup> Janvier 1909.

Ainsi, au compte de Profits et Pertes (Etat n<sup>o</sup>. 2) les Compagnies doivent porter au débit :

1<sup>o</sup>. pour les opérations réalisées antérieurement au 1<sup>er</sup> Janvier 1909, les réserves mathématiques déduction faite de la portion réassurée ;

2<sup>o</sup>. pour les opérations réalisées postérieurement au 1<sup>er</sup> Janvier 1909, les réserves mathématiques sans déduction de la portion réassurée.

L'état n<sup>o</sup>. 3, relatif au mouvement des capitaux pendant l'exercice auquel il se rapporte, implique qu'une distinction doit être faite entre les affaires directes et les affaires de réassurance.

Les états n<sup>os</sup>. 4 et 4<sup>bis</sup> rendent compte uniquement des réassurances, et sous le titre de »Capitaux et Primes cédés aux Réassureurs, et Réserves correspondantes«, ils renseignent, le premier sur les affaires réassurées jusqu'au 31 Décembre 1908, le second sur les affaires réassurées ultérieurement; l'un et l'autre demandent la division des capitaux, des primes et des réserves en deux groupes selon que le réassureur est ou non autorisé à opérer en Espagne; en outre, l'état n<sup>o</sup>. 4 exige la liste, par nom et domicile, des compagnies réassureurs autorisés ou non; à l'état n<sup>o</sup>. 4bis; la liste des réassureurs autorisés suffit.

Cette abondance de documentation sur les réassurances a paru

indispensable au législateur, pour que pussent être efficacement surveillés l'existence et le placement des réserves mathématiques, du montant desquelles, aux termes de l'article 17 de la loi, 50 pour 100 au minimum doit être versé à la Caisse des Dépôts ou à la Banque d'Espagne.

La réglementation n'a rien changé à la situation des réassureurs établis en Espagne; comme tous les assureurs de ce pays, ils ont eu seulement à se soumettre à la loi commune; de même qu'antérieurement à la promulgation de celle-ci, ils peuvent continuer à constituer les réserves des contrats qu'ils réassurent, et à gérer ces réserves totalisées avec celles des affaires directes.

Il en est autrement des compagnies réassureurs étrangères qui n'ont pas sollicité leur inscription: elles peuvent, comme par le passé continuer à réassurer les risques espagnols, mais alors pour elles, la distinction posée par les états nos. 4 et 4bis entre en jeu: la loi excluant la rétroactivité, elles continuent à gérer les réserves portées à l'état n°. 4, mais elles doivent abandonner à l'assureur la gestion des réserves qui leur correspondent et qui sont portées à l'état n°. 4bis.

Cette dualité devait fatalement donner naissance à une perturbation dans les rapports entre assureurs et réassureurs non inscrits: elle s'est produite; une société à laquelle j'ai fait allusion et qui, à son contrat de réassurance avait joint des conditions de garantie et de solidarité, s'est vue, pour des raisons qu'elle expose dans son compte rendu de l'exercice 1910, dans l'obligation d'entamer des pourparlers pour la cession de son portefeuille.

A part cet accident, dû seulement à un état de choses imprévu, les réassureurs non-inscrits ont reconnu la nécessité pour l'assureur de constituer à son seul nom leurs propres réserves de l'état n°. 4bis.

En conséquence s'est établie la pratique d'une règle nouvelle: en fin d'exercice, le réassureur non inscrit, met en placement, chez l'assureur, le montant des réserves qui lui correspondent pour les contrats réassurés depuis le 1<sup>er</sup> Janvier 1909, et reçoit de lui le produit de son placement.

Une dernière remarque: au point de vue technique, il a été jusqu'ici d'usage d'exprimer la cession d'un portefeuille en disant que le cédant réassure complètement ses opérations chez l'acquéreur. L'autorité de surveillance espagnole prohibe l'emploi des contrats de réassurance dans les cas analogues, et autorise seulement l'acquéreur à s'instituer liquidateur des opérations du cédant.

Toute critique serait inutile ; après avoir changé le titre du traité, le texte et les effets de celui-ci restent les mêmes.

Ces résultats de l'application d'une législation relativement récente m'ont paru assez importants pour mériter d'être signalés.

\* \* \*

En commençant ce travail, j'avisais que la situation générale de l'assurance en Espagne exigeait presque une modification du titre en faveur de ce pays ; en terminant, je m'accuse d'avoir moi-même modifié le plan.

On me pardonnera, il fallait bien, en présentant un rapport espagnol sur ce sujet, se résigner à n'apporter d'Espagne que ce que celle-ci pouvait donner, et c'est à cela que je me suis essayé.



# LISTE DES AUTEURS ET DES ORATEURS.

## TOME I ET II.

BERICHTERSTATTER- UND  
REDNER-VERZEICHNIS ZU BAND  
I UND II.

INDEX TO THE NAMES OF  
AUTHORS AND OF MEMBERS  
TAKING PART IN THE DISCUSSION  
VOL. I AND II.

- ABEL, A., II 603.  
ALLIN, S. J. H. W., II 105.  
ALTENBURGER, JULIUS, II 659.  
ANDERSON, LEWIS ALBERT, II 665.  
ANDRAS, HENRY WALSHINGHAM, I 749.  
BACHER, JOSEF, I 663.  
BACON, JAMES, I 783, II 563.  
BARRAND, ARTHUR RHYS, I 373, II 575.  
BAZIN, ERNESTO, I 27, II 475, 699.  
BÉGAULT, AMÉDÉE, II 441, 535, 574,  
680, 686, 690.  
BELLOM, MAURICE, II 476, 500, 502,  
550, 588, 632.  
VAN DEN BELT, H. A., II 389.  
VAN DEN BERGHE, GUSTAVE, I 831.  
BERKHOUT, H. A., II 179.  
BERLINER, WILHELM, II 552.  
BILLING, J., I 823.  
BLASCHKE, ERNST, I 153, II 506,  
585, 694.  
BOGYO, SAMUEL, II 532.  
BOHMER, PAUL, II 327.  
BRAUN, H., II 143.  
BURN, JOSEPH, I 527, II 555, 616.  
BURRAU, CARL, II 17, 471.  
CARMENT, D., II 572, 634.  
CASMAO—DUMANOIR, MARCEL, I 359.  
CHASSERIAU, II 456.  
DAWSON, MILES M., I 207.  
DAY, W. R., II 570.  
DOPÉRE, L., I 189.  
VAN DORSTEN, R. H., I 587, II 484,  
688.  
DOUGLAS, GORDON, II 537.  
DUMANOIR, COSMAO, II 556.  
EKHOLM, NILS, I 633.  
VAN ELDIK, A., II 123, 538, 693.  
D'EMICH, GUSTAVE, II 459.  
FLEURY, EMIL, I 737.  
FLORSCHÜTZ, I 407.  
FRANÇOIS, LÉON, I 3.  
GAMBORG, V. E., I 201, II 533.  
GERHARD, STEFAN, I 347, II 559, 569.  
DE GOEY, A. H. J., I 385, II 673.  
GOLDZIEHER, CARL, I 579.  
GRAF, J. H., II 309.  
GROSS, WALTER, I 695.  
GRUDER, OSIAS, I 447, II 622.  
GULDBERG, ALF., II 289.  
HALLSTÉN, ONNI, I 283.  
HANKAR, F., II 453.  
HEEMSKERK, SON EX. TH., II 446, 696.  
HÖCKNER, G., I 643.  
HOFFMAN, FREDERICK L., I 237, II 512.  
HUNTER, ARTHUR, II 165, 555, 570.  
HUNTER, ROBERT MARSHALL, II 37.

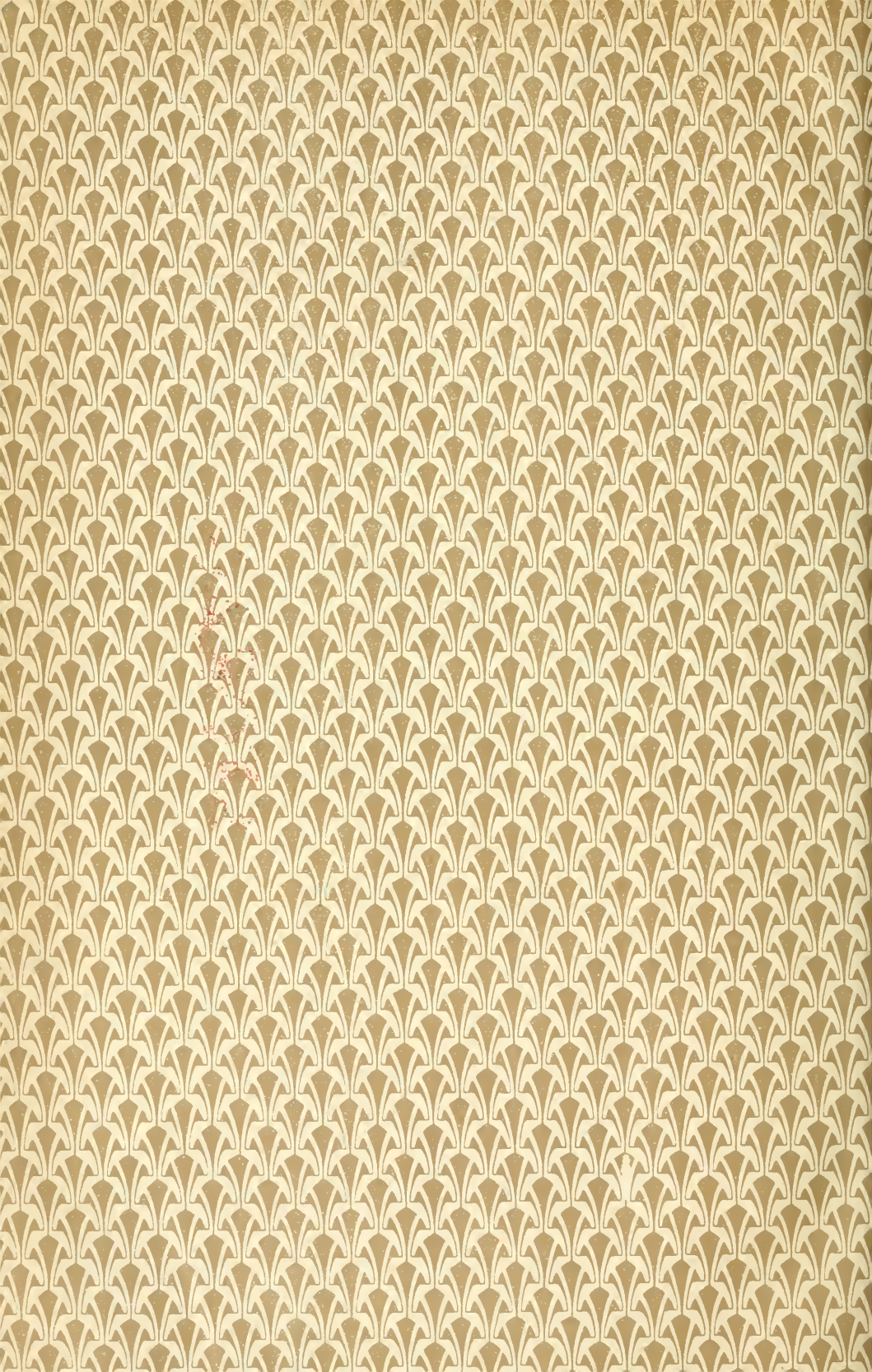
- HUNTER, ROBERTSON G., I 723.  
 IASTREMSKY, B., I 601.  
 IVERSEN, LARS, I 503.  
 KAAH, JULIUS, II 452, 684.  
 KATZ, WILHELM, I 425, II 626.  
 KOBURGER, J., II 223.  
 KREBS, CARL, II 27.  
 LEFRANCQ, EDMOND, I 861.  
 LEIMDÖRFER, MAX, II 259.  
 LEFEBVRE, M. L., I 301.  
 LIEFRINCK-TEUPKEN, M<sup>me</sup>, II 599.  
 LOEWENTHAL-OLZANY, II 638.  
 MALUQUER Y SALVADOR, II 454, 681.  
 MANES, ALFRED, II 518.  
 MANILÈVE, ANTOINE, I 49.  
 MANLY, HENRY WILLIAM, I 557.  
 MARIE, LÉON, II 565, 603, 637, 675.  
 MARR, VYVYAN, I 309.  
 MEIDELL, BIRGER, I 85.  
 MOIR, H., II 529, 656.  
 MOLL, D. P., I 101, II 640.  
 MOSER, CHRISTIAN, II 317, 457.  
 MULLER, J. J. A., II 443, 446, 449,  
     451, 452, 453, 454, 456, 457,  
     459, 460, 462, 470, 475, 476,  
     480, 575, 630, 637, 638, 640,  
     673, 679, 680, 683, 684, 686,  
     687, 688.  
 MYALKOVITCH, DIM. I., II 456.  
 NORDENMARK, N. V. E., I 611.  
 ORDINE, SERGE, II 459.  
 PARAIRA, M. C., II 462.  
 DU PASQUIER, L. GUSTAV, II 399.  
 POHL, EUGEN, I 121.  
 POLL, EMERICH, II 640, 679.  
 POORT, W. A., I 805.  
 POTHÉMONT, ERNEST, I 287.  
 QUIQUET, ALBERT, II 57.  
 RAFFMANN, JAKOB, II 630, 670.  
 VON RASP, CARL RITTER, II 451,  
     480, 484, 500, 535.  
 RISSER, R., II 369, 525, 608.  
 RÔELL, Chev. A., II 477.  
 ROSENSTEIN, GASTON, I 663.  
 ROSMANITH, GUSTAVE, II 347.  
 SAMWER, KARL, II 593.  
 DE SAVITCH, SERGE, I 115, II 683,  
     684.  
 DE SAVORNIN LOHMAN FILS, Chev. A. F.  
     II 293.  
 VAN SCHEVICHAVEN, J., II 691.  
 SCHÖNWIESE, II 480.  
 SCHOOLING, FREDERICK, II 451, 563,  
     570.  
 SHARMAN, WILLIAM CHARLES, I 527,  
     II 619.  
 SMOLENSKY, PETER, II 669.  
 SÓS JUN., ERNST, I 579.  
 TARN, A. W., II 241.  
 TOJA, GUIDO, II 612.  
 VALENTINER, H., I 711.  
 VERMEEREN, LEONARD, I 469.  
 WELCH, A. A., II 590.  
 WENDT, J., II 3.  
 WILSON, JOHN STARK BENSON, I 61.  
 ZOOT, H. W. A., I 327.

## ERRATA.

Page 663 dans l'index Tome premier, lire comme auteur de l'article de cette page M. GASTON ROSENSTEIN, Mathematiker des k. k. priv. Gisela-Verein in Wien, lieu de M. Siegfried Rosenstein.

Page 579 dans l'index Tome premier, lire comme auteur de l'article de cette page M. Dr. ERNST SÓS JUN., Professor und Versicherungsmathematiker, Budapest VI Eötvös-utca 17 ist, lieu de Dr. Ernst Sós, Rechtsanwalt.







HG  
8755  
I6  
1912  
v.2

International Congress of  
Actuaries  
Transactions

PLEASE DO NOT REMOVE  
CARDS OR SLIPS FROM THIS POCKET

---

UNIVERSITY OF TORONTO LIBRARY

---



